

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES
DEPARTAMENTO DE FUNDAMENTOS DEL ANÁLISIS ECONÓMICO II
(ECONOMÍA CUANTITATIVA)



TESIS DOCTORAL

Ensayos sobre macroeconomía internacional

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR

PRESENTADA POR

María del Carmen Ramos Herrera

Director

Simón Javier Sosvilla Rivero

Madrid, 2014

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID
FACULTAD CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES

Departamento de Fundamentos del Análisis Económico II:
Economía Cuantitativa



TESIS DOCTORAL:
ENSAYOS SOBRE MACROECONOMÍA
INTERNACIONAL

María del Carmen Ramos Herrera

Marzo 2014

Dirigida por el Dr. D. Simón Javier Sosvilla Rivero

El Director:

La Doctoranda:

Para mi familia
y para todas aquellas personas
que siempre me han apoyado.

Agradecimientos

Escribir en tan pocas líneas mi más sincero agradecimiento a todas aquellas personas que han hecho posible esta tesis es una labor complicada, ya que a veces las palabras no son capaces de reflejar toda esa gratitud, pero aun así lo voy a intentar.

En primer lugar, me gustaría agradecer todo el apoyo que me ha brindado mi director de tesis, Simón Sosvilla Rivero, a lo largo de la elaboración de la misma. Gracias a su gran dedicación, a sus innumerables revisiones y valiosos consejos ha sido posible que todo ese esfuerzo se vea reflejado finalmente en esta tesis. También quiero expresar mi gran admiración por él, no sólo porque es un magnífico investigador, sino todavía por ser una mejor persona. He tenido la gran suerte de que me haya dirigido la tesis. Además, haber podido trabajar con él en otros proyectos e investigaciones me ha permitido crecer tanto en lo profesional como en lo personal. Su paciencia, confianza y apoyo han sido la clave para poder realizar la tesis disfrutándola a lo largo del camino. Al plantearme nuevas ideas o procedimientos con los que no estoy tan familiarizada me ha permitido enfrentarme a nuevas metas, que aunque en ocasiones no son fáciles, al menos para mí, son retos con los que disfruto investigando.

En los agradecimientos no podía faltar una de las instituciones en las cuales comenzó mi interés por la Economía y mi pasión por la investigación y la docencia: la Universidad de La Laguna. Si alguien me preguntara, quiénes fueron los responsables de que esto sucediera, la respuesta sería: mis profesores. Tuve la suerte de contar con grandes profesionales y ejemplos a seguir, que cada día hicieron que mi motivación por este mundo académico fuera creciendo. Quisiera ofrecer mi más profundo agradecimiento a todas aquellas personas que me han apoyado e impulsado para continuar con mi formación y a las cuales les tengo un enorme aprecio, entre ellas: Carolina Donate, Carlos Bethencourt, David Padrón, Ginés Guirao, Candelaria Gil, Celina Pestano, Olga Rodríguez, M^a Pilar Osorno y Olga González.

En especial me gustaría agradecer a los comentarios en las estimaciones econométricas por parte de Domingo Lorenzo, al igual que su interés y apoyo en el seguimiento de la misma. Asimismo, el material y explicaciones ofrecidos por Victoria Jiménez sobre uno de los procedimientos empleados en esta tesis, en los que precisamente fue pionera, ha sido esencial para mejorar los resultados obtenidos. No sólo le doy las gracias por la ayuda académica, sino también por ser mi amiga y mostrarme siempre su apoyo y comprensión incondicional. La aportación de Eduardo Acosta en la programación de su metodología ha sido crucial en el análisis al contribuir en la detección del modelo más apropiado para nuestra muestra.

También me gustaría expresar mi gratitud a la Universidad Complutense de Madrid y al departamento de Fundamentos del Análisis Económico II. En especial agradezco a Teodosio Pérez por haberme permitido asistir a sus clases sobre Econometría aplicando Stata, ya que gracias a sus explicaciones me he familiarizado con mayor prontitud en el

manejo del programa. Por sus palabras de apoyo y ánimo en el transcurso de la tesis les doy las gracias a Juan A. Jiménez, Montse Carracedo, Isidro Almendarez y Haydée Lugo. Por supuesto a Mari, Puri, Juan, Pedro y Alberto que han hecho mi estancia en la universidad mucho más agradable y siempre han hecho que me sintiera como en casa.

La financiación provista por el Ministerio de Educación, Cultura y Deporte a través de su Programa Nacional de Formación de Profesorado Universitario (FPU AP2008-004015) me ha permitido realizar desarrollar en profundidad esta tesis.

Por último, quiero agradecer enormemente a mis padres y hermana, a los cuales admiro y quiero mucho, por ese apoyo incondicional que siempre les ha caracterizado, incluso cuando decidí venirme a Madrid para comenzar esta nueva aventura. Gracias a mi madre por enseñarme a seguir adelante y a buscar siempre soluciones ante las adversidades del camino y a ser más positiva. A mi padre le debo ese espíritu trabajador, constante y de búsqueda de nuevos retos que me ha inculcado siempre. Deseo expresar mi más profundo agradecimiento a mi hermana, quien ha sabido escucharme y comprenderme a lo largo de todo el proceso de la tesis, mostrándome siempre una sonrisa cuando más lo he necesitado. Por supuesto, esta tesis también se la dedico a mi abuela y a mis abuelos, que aunque ya no se encuentren entre nosotros, sé que les hace mucha ilusión que la haya terminado. También deseo mostrar mi inmensa gratitud a mis mejores amigos por haberme acompañado a lo largo de este proyecto. Muchísimas gracias Dani por estar siempre pendiente de mí con alguna muestra de cariño y por saber comprenderme. A ese amigo aventurero (David), que nunca deja de sorprenderme por su valía y coraje, quiero darte las gracias por toda la confianza depositada en mí y por los maravillosos consejos que siempre me has dado. Finalmente, agradecer a Adri, Ely, Nelson, Maripaz, Cristy, Ana, Nati y Jonathan por su positivismo y buenos momentos juntos.

A todos ellos, muchísimas gracias

ÍNDICE GENERAL

Abstract

Capítulo 0: Objetivos de la Tesis Doctoral.....1

Referencias.....12

Capítulo 1: El tipo de cambio dólar estadounidense/euro y el diferencial del rendimiento de los bonos entre Estados Unidos y la Zona Euro: un análisis de causalidad.....15

1. 1. Introducción.....16

1. 2. Metodología econométrica.....17

1. 3. Datos y resultados empíricos.....20

1. 3. 1. Datos.....20

1. 3. 2. Resultados preliminares.....20

1. 3. 3. Resultados de causalidad.....23

1. 3. 4. Regresiones recursivas.....25

1. 4. Robustez.....27

1. 4. 1. Tipos de interés a corto plazo.....27

4. 4. 2. Otros tipos de cambio.....30

1. 5. Conclusiones.....41

Referencias.....43

Capítulo 2: La capacidad predictiva y consistencia de las expectativas del tipo de cambio: la encuesta de PwC.....45

2. 1. Introducción.....46

2. 2. Datos de la encuesta.....49

2. 3. Análisis de la precisión predictiva.....50

2. 4. Análisis de la consistencia de las expectativas.....53

2. 5. Conclusiones.....54

Referencias.....56

Capítulo 3: Clasificaciones *de iure* y *de facto* de los regímenes cambiarios.....59

3. 1. Introducción.....	60
3. 2. Clasificaciones <i>de iure</i> y <i>de facto</i> de los regímenes cambiarios.....	62
3. 3. Conclusiones.....	69
Capítulo 4: Relevancia de los regímenes cambiarios sobre el crecimiento económico y la inflación: una evaluación empírica.....	73
4. 1. Introducción.....	74
4. 2. Revisión de la literatura.....	75
4. 2. 1. Crecimiento económico.....	75
4. 2. 2. Inflación.....	78
4. 3. Datos.....	83
4. 4. Estrategia empírica.....	84
4. 5. Resultados empíricos.....	85
4. 5. 1. Crecimiento económico.....	85
4. 5. 2. Inflación.....	89
4. 6. Conclusiones.....	92
Referencias.....	94
Capítulo 5: Detección de bandas implícitas de fluctuación y su credibilidad en países pertenecientes a la Unión Europea y candidatos.....	97
5. 1. Introducción.....	98
5. 2. Metodología y sus principales resultados.....	100
5. 2. 1. Bandas implícitas de fluctuación.....	100
5. 2. 2. Detección de las bandas implícitas de fluctuación.....	102
5. 3. Contrastes de credibilidad de las bandas de fluctuación.....	129
5. 3. 1. Contraste simple de Svensson.....	129
5. 3. 2. Contraste del método del ajuste a la deriva.....	132
5. 3. 3. Modelos de elección discreta.....	134
5. 3. 4. Resultados empíricos de los contrastes de credibilidad de las bandas de fluctuación.....	136

5. 4. Conclusiones.....	175
Referencias.....	178
Anexo A.....	179
Capítulo 6: Modelos teóricos y empíricos sobre las crisis cambiarias.....	195
6. 1. Introducción.....	196
6. 2. Revisión de la literatura.....	197
6. 2. 1. Modelos de primera generación.....	197
6. 2. 2. Modelos de segunda generación.....	212
6. 2. 3. Modelos de tercera generación.....	227
6. 3. Conclusiones.....	234
Referencias.....	237
Capítulo 7: Modelos teóricos y empíricos sobre las crisis cambiarias en países pertenecientes a la Unión Europea y candidatos.....	241
7. 1. Introducción.....	242
7. 2. Datos y variables.....	245
7. 3. Metodología.....	246
7. 4. Estimación de modelos.....	267
7. 4. 1. Modelos tradicionales.....	267
7. 4. 2. Modelos alternativos.....	308
7. 4. 3. Modelo eclético empleando el Análisis de Componentes Principales..	330
7. 4. 4. Modelo eclético empleando algoritmos genéticos.....	350
7. 5. Conclusiones.....	366
Referencias.....	369
Anexo B.....	372
Capítulo 8: Conclusiones finales.....	447
Referencias.....	457
Referencias finales.....	458

ÍNDICE DE CUADROS

Cuadro 1. 1: Contraste de Dickey-Fuller Aumentado para raíces unitarias: dólar estadounidense/euro.....	21
Cuadro 1. 2: Contraste KPSS para estacionariedad: dólar estadounidense/euro.....	21
Cuadro 1. 3: Contraste de cointegración: dólar estadounidense/euro.....	22
Cuadro 1. 4: Estadísticos EPF: dólar estadounidense/euro.....	23
Cuadro 1. 5: Contraste de Willian-Kloot: dólar estadounidense/euro.....	24
Cuadro 1. 6: Contraste de Dickey-Fuller Aumentada para raíces unitarias: yen japonés/euro.....	31
Cuadro 1. 7: Contraste KPSS para la estacionariedad: yen japonés/euro.....	32
Cuadro 1. 8: Contraste de cointegración: yen japonés/euro.....	32
Cuadro 1. 9: Estadísticos EPF: yen japonés/euro.....	33
Cuadro 1. 10: Contraste de Willian-Kloot: yen japonés/euro.....	34
Cuadro 1. 11: Contraste de Dickey-Fuller Aumentado para raíces unitarias: libra esterlina/euro.....	36
Cuadro 1. 12: Contraste KPSS para estacionariedad: libra esterlina/euro.....	37
Cuadro 1. 13: Contraste de cointegración: libra esterlina/euro.....	37
Cuadro 1. 14: Estadísticos EPF: libra esterlina/euro.....	38
Cuadro 1. 15: Contraste de Willian-Kloot: libra esterlina/euro.....	39
Cuadro 2. 1: Capacidad predictiva.....	51
Cuadro 2. 2: Dirección de las predicciones.....	51
Cuadro 2. 3: Optimalidad de las predicciones.....	52
Cuadro 2. 4: Procesos de formación de expectativas.....	54
Cuadro 4. 1: Resultados empíricos del crecimiento económico.....	86
Cuadro 4. 2: Resultados empíricos de inflación.....	90
Cuadro 5. 1: Depreciación esperada de los tipos de cambio dentro de la banda.....	143
Cuadro 5. 2: Resultados de la estimación del modelo Logit.....	146

Cuadro 5. 3: Resumen de los estadísticos de la probabilidad estimada.....	148
Anexo A. 2: Resultados de la estimación del modelo Logit al 95% de confianza.....	182
Anexo A. 3: Resumen de los estadísticos de la probabilidad estimada al 95% de confianza.....	184
Cuadro 7. 1: Modelo de primera generación considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	271
Cuadro 7. 2: Modelo de primera generación considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	272
Cuadro 7. 3: Modelo de primera generación considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	273
Cuadro 7. 4: Efectos marginales del modelo de primera generación considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	274
Cuadro 7. 5: Efectos marginales del modelo de primera generación considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	274
Cuadro 7. 6: Efectos marginales del modelo de primera generación considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	275
Cuadro 7. 7: Modelo de segunda generación considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	276
Cuadro 7. 8: Modelo de segunda generación considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	277
Cuadro 7. 9: Modelo de segunda generación considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	278
Cuadro 7. 10: Efectos marginales del modelo de segunda generación considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	278
Cuadro 7. 11: Efectos marginales del modelo de segunda generación considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	279
Cuadro 7. 12: Efectos marginales del modelo de segunda generación considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	279

Cuadro 7. 13: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	281
Cuadro 7. 14: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	282
Cuadro 7. 15: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	283
Cuadro 7. 16: Efectos marginales del modelo de Edin y Vredin (1993) considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	283
Cuadro 7. 17: Efectos marginales del modelo de Edin y Vredin (1993) considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	284
Cuadro 7. 18: Efectos marginales del modelo de Edin y Vredin (1993) considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	284
Cuadro 7. 19: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	286
Cuadro 7. 20: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	286
Cuadro 7. 21: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	287
Cuadro 7. 22: Efectos marginales del modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	287
Cuadro 7. 23: Efectos marginales del modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	288
Cuadro 7. 24: Efectos marginales del modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	288
Cuadro 7. 25: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	289

Cuadro 7. 26: Modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	290
Cuadro 7. 27: Modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	291
Cuadro 7. 28: Efectos marginales del modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	291
Cuadro 7. 29: Efectos marginales del modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	292
Cuadro 7. 30: Efectos marginales del modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	292
Cuadro 7. 31: Modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo alternativo de variables, considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	293
Cuadro 7. 32: Modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo alternativo de variables, considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	294
Cuadro 7. 33: Modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo alternativo de variables, considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	295
Cuadro 7. 34: Efectos marginales del modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo alternativo de variables, considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	295
Cuadro 7. 35: Efectos marginales del modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo alternativo de variables, considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	296
Cuadro 7. 36: Efectos marginales del modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo alternativo de variables, considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	296

Cuadro 7. 37: Modelo de Thomas (1994) considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	298
Cuadro 7. 38: Modelo de Thomas (1994) considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	299
Cuadro 7. 39: Modelo de Thomas (1994) considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	300
Cuadro 7. 40: Efectos marginales del modelo de Thomas (1994) considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	300
Cuadro 7. 41: Efectos marginales del modelo de Thomas (1994) considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	301
Cuadro 7. 42: Efectos marginales del modelo de Thomas (1994) considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	301
Cuadro 7. 43: Modelo de Tronzano <i>et al.</i> (2003) considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	303
Cuadro 7. 44: Modelo de Tronzano <i>et al.</i> (2003) considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	304
Cuadro 7. 45: Modelo de Tronzano <i>et al.</i> (2003) considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	305
Cuadro 7. 46: Efectos marginales del modelo de Tronzano <i>et al.</i> (2003) considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	306
Cuadro 7. 47: Efectos marginales del modelo de Tronzano <i>et al.</i> (2003) considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	307
Cuadro 7. 48: Efectos marginales del modelo de Tronzano <i>et al.</i> (2003) considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	308
Cuadro 7. 49: Modelo Alternativo 1 considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	310

Cuadro 7. 50: Modelo Alternativo 1 considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	311
Cuadro 7. 51: Modelo Alternativo 1 considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	312
Cuadro 7. 52: Efectos marginales del modelo Alternativo 1 considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	313
Cuadro 7. 53: Efectos marginales del modelo Alternativo 1 considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	314
Cuadro 7. 54: Efectos marginales del modelo Alternativo 1 considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	315
Cuadro 7. 55: Modelo Alternativo 2 considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	317
Cuadro 7. 56: Modelo Alternativo 2 considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	318
Cuadro 7. 57: Modelo Alternativo 2 considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	319
Cuadro 7. 58: Efectos marginales del modelo Alternativo 2 considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	320
Cuadro 7. 59: Efectos marginales del modelo Alternativo 2 considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	321
Cuadro 7. 60: Efectos marginales del modelo Alternativo 2 considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	322
Cuadro 7. 61: Modelo Alternativo 3 considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	325
Cuadro 7. 62: Modelo Alternativo 3 considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	326

Cuadro 7. 63: Modelo Alternativo 3 considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	327
Cuadro 7. 64: Efectos marginales del modelo Alternativo 3 considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	328
Cuadro 7. 65: Efectos marginales del modelo Alternativo 3 considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	329
Cuadro 7. 66: Efectos marginales del modelo Alternativo 3 considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	330
Cuadro 7. 67: Estadísticos de adecuación muestral del Análisis de Componentes Principales.....	332
Cuadro 7. 68: Comunalidades tras la aplicación del Análisis de Componentes Principales.....	333
Cuadro 7. 69: Varianza total explicada.....	335
Cuadro 7. 70: Criterios de selección aplicando ACP considerando distintas alternativas de factores extraídos para <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	338
Cuadro 7. 71: Criterios de selección aplicando ACP considerando distintas alternativas de factores extraídos para <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	339
Cuadro 7. 72: Criterios de selección aplicando ACP considerando distintas alternativas de factores extraídos para <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	340
Cuadro 7. 73: Varianza total explicada tras la rotación Equamax para siete factores...	341
Cuadro 7. 74: Matriz de covarianza de las puntuaciones de los componentes.....	341
Cuadro 7. 75: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	342
Cuadro 7. 76: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	343
Cuadro 7. 77: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	344

Cuadro 7. 78: Efectos marginales del modelo Alternativo 4 con siete factores considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	344
Cuadro 7. 79: Efectos marginales del modelo Alternativo 4 con siete factores considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	345
Cuadro 7. 80: Efectos marginales del modelo Alternativo 4 con siete factores considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	345
Cuadro 7. 81: Matriz de componentes rotados empleando la Normalización Equamax.....	347
Cuadro 7. 82: Modelo Alternativo 5 considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	353
Cuadro 7. 83: Modelo Alternativo 5 considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	355
Cuadro 7. 84: Modelo Alternativo 5 considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	357
Cuadro 7. 85: Efectos marginales del modelo Alternativo 5 considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	359
Cuadro 7. 86: Efectos marginales del modelo Alternativo 5 considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	361
Cuadro 7. 87: Efectos marginales del modelo Alternativo 5 considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	363
Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente.....	372
Anexo B. 2: Propiedades de los estimadores.....	394
Anexo B. 3. 1: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado por efectos fijos.....	394
Anexo B. 3. 2: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado por efectos fijos.....	395
Anexo B. 3. 3: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente, siendo estimado por efectos fijos.....	396

Anexo B. 3. 4: Modelo de Thomas (1994) considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado por efectos fijos.....	396
Anexo B. 3. 5: Modelo de Thomas (1994) considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado por efectos fijos.....	397
Anexo B. 3. 6: Modelo de Thomas (1994) considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente, siendo estimado por efectos fijos.....	397
Anexo B. 4. 1: Modelo de primera generación considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	398
Anexo B. 4. 2: Modelo de primera generación considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	399
Anexo B. 4. 3: Modelo de primera generación considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	400
Anexo B. 4. 4: Modelo de segunda generación considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	400
Anexo B. 4. 5: Modelo de segunda generación considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	401
Anexo B. 4. 6: Modelo de segunda generación considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	401
Anexo B. 4. 7: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	402
Anexo B. 4. 8: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	403
Anexo B. 4. 9: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	404
Anexo B. 4. 10: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	404

Anexo B. 4. 11: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	405
Anexo B. 4. 12: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	405
Anexo B. 4. 13: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	406
Anexo B. 4. 14: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	407
Anexo B. 4. 15: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	408
Anexo B. 4. 16: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables con alternativas, considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	409
Anexo B. 4. 17: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables con alternativas, considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	410
Anexo B. 4. 18: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables con alternativas, considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	411
Anexo B. 4. 19: Modelo de Thomas (1994) considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	411
Anexo B. 4. 20: Modelo de Thomas (1994) considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	412

Anexo B. 4. 21: Modelo de Thomas (1994) considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	412
Anexo B. 4. 22: Modelo de Tronzano <i>et al.</i> (2003) considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	413
Anexo B. 4. 23: Modelo de Tronzano <i>et al.</i> (2003) considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	414
Anexo B. 4. 24: Modelo de Tronzano <i>et al.</i> (2003) considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	415
Anexo B. 4. 25: Modelo Alternativo 1 considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	416
Anexo B. 4. 26: Modelo Alternativo 1 considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	417
Anexo B. 4. 27: Modelo Alternativo 1 considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	418
Anexo B. 4. 28: Modelo Alternativo 2 considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	419
Anexo B. 4. 29: Modelo Alternativo 2 considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	420
Anexo B. 4. 30: Modelo Alternativo 2 considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	421
Anexo B. 4. 31: Modelo Alternativo 3 considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	422
Anexo B. 4. 32: Modelo Alternativo 3 considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	423
Anexo B. 4. 33: Modelo Alternativo 3 considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	424

Anexo B. 4. 34: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	425
Anexo B. 4. 35: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	426
Anexo B. 4. 36: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	427
Anexo B. 4. 37: Modelo Alternativo 5 considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	429
Anexo B. 4. 38: Modelo Alternativo 5 considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	430
Anexo B. 4. 39: Modelo Alternativo 5 considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit.....	432
Anexo B. 5: Matriz de correlaciones entre las variables explicativas consideradas en el ACP y su significación.....	434
Anexo B. 6. 1: Criterios de selección aplicando ACP con rotación Varimax considerando distintas alternativas de factores extraídos para <i>peg_rr</i> como variable dependiente.....	439
Anexo B. 6. 2: Criterios de selección aplicando ACP con rotación Varimax considerando distintas alternativas de factores extraídos para <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente.....	440
Anexo B. 6. 3: Criterios de selección aplicando ACP con rotación Varimax considerando distintas alternativas de factores extraídos para <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente.....	441
Anexo B. 7: Varianza total explicada tras la rotación Varimax para siete factores.....	441
Anexo B. 8: Matriz de covarianza de las puntuaciones de los componentes empleando la rotación Varimax.....	442
Anexo B. 9. 1: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente empleando la rotación Varimax.....	442

Anexo B. 9. 2: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente empleando la rotación Varimax.....	443
Anexo B. 9. 3: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente empleando la rotación Varimax.....	444
Anexo B. 10. 1: Efectos marginales del modelo Alternativo 4 con siete factores considerando <i>peg_rr</i> como variable dependiente empleando la rotación Varimax.....	444
Anexo B. 10. 2: Efectos marginales del modelo Alternativo 4 con siete factores considerando <i>peg_sig_rr</i> como variable dependiente empleando la rotación Varimax.....	445
Anexo B. 10. 3: Efectos marginales del modelo Alternativo 4 con siete factores considerando <i>peg_ledesma</i> como variable dependiente empleando la rotación Varimax.....	445
Anexo B. 11: Matriz de componentes rotados empleando la Normalización Varimax.....	446

ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 1. 1: Resultados de las regresiones recursivas cuando se contrasta la causalidad desde DIF_{it} a S : dólar estadounidense/euro.....	26
Gráfico 1. 2: Resultados de las regresiones recursivas cuando se contrasta la causalidad desde S a DIF_{it} : dólar estadounidense/euro.....	27
Gráfico 1. 3: Resultados de las regresiones recursivas cuando se contrasta la causalidad desde DIF_{st} a S : dólar estadounidense/euro.....	30
Gráfico 1. 4: Resultados de las regresiones recursivas cuando se contrasta la causalidad desde S to DIF_{st} : dólar estadounidense/euro.....	30
Gráfico 1. 5: Resultados de las regresiones recursivas cuando se contrasta la causalidad: yen japonés/euro.....	35
Gráfico 1. 6: Resultados de las regresiones recursivas cuando se contrasta la causalidad: libra esterlina/euro.....	40
Gráfico 5. 1: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> de la libra chipriota.....	103
Gráfico 5. 2: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> de la corona checa.....	104
Gráfico 5. 3: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> de la corona estona.....	106
Gráfico 5. 4: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> del forint húngaro.....	107
Gráfico 5. 5: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> del lat letón.....	109
Gráfico 5. 6: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> del litas lituano.....	111
Gráfico 5. 7: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> de la lira maltesa.....	112
Gráfico 5. 8: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> del zloty polaco.....	114
Gráfico 5. 9: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> de la corona eslovaca.....	115
Gráfico 5. 10: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> del tólar esloveno.....	117
Gráfico 5. 11: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> del lev búlgaro.....	118

Gráfico 5. 12: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> del leu rumano.....	120
Gráfico 5. 13: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> de la kuna croata.....	121
Gráfico 5. 14: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> de la corona islandesa....	123
Gráfico 5. 15: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> del denar macedonio.....	125
Gráfico 5. 16: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> del dinar serbio.....	126
Gráfico 5. 17: Detección de bandas de fluctuación <i>de facto</i> de la lira turca.....	128
Gráfico 5. 18: Evolución de los tipos de cambio frente al euro, sus paridades centrales y sus bandas de fluctuación.....	137
Gráfico 5. 19: Contraste de credibilidad de Svensson (1991) de las bandas de fluctuación de los tipos de cambio frente al euro.....	140
Gráfico 5. 20: Tasa de realineamiento esperada de los tipos de cambio frente al euro y su intervalo de confianza al 90%.....	166
Gráfico 5. 21: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en sus correspondientes tipos de cambio frente al euro.....	168
Gráfico 5. 22: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en la distancia respecto a la paridad central.....	170
Gráfico 5. 23: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en la distancia respecto a la banda de fluctuación superior.....	172
Gráfico 5. 24: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en el diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro.....	174
Anexo A. 1: Tasa de realineamiento esperada de los tipos de cambio frente al euro y su intervalo de confianza al 95% de confianza.....	179
Anexo A. 4: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en sus correspondientes tipos de cambio frente al euro al 95% de confianza.....	187

Anexo A. 5: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en la distancia respecto a la paridad central al 95% de confianza.....	189
Anexo A. 6: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en la distancia respecto a la banda de fluctuación superior al 95% de confianza.....	190
Anexo A. 7: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en el diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro al 95% de confianza.....	192
Gráfico 6. 1: Fundamentos y probabilidad de devaluación.....	223
Gráfico 6. 2: “Efecto pro-competitivo” y “efecto balance”.....	233
Gráfico 6. 3: Nuevo equilibrio.....	234
Gráfico 7. 1: Funciones de distribución acumulada de la normal y de la logística.....	252
Gráfico 7. 2: Gráfico de sedimentación.....	336

ABSTRACT

Since the beginning of the European Economic and Monetary Union (EMU), the US dollar-euro exchange rate has fluctuated considerably. The ups and downs of the exchange rate have coincided with varying interest rate differentials between the USA and EMU.

Interest rates have long been considered key determinants of exchange rate movements despite the empirical failure of the uncovered interest rate parity (UIP) [see Engel (1996) or Chinn (2005) for a survey]. Bekaert *et al.* (2007) conclude that evidence against UIP is mixed and currency, not horizon, dependent. The academic literature lists time-varying risk premia and forecasting errors concerning rational expectations and heterogeneous expectations as causes of the low empirical support for the UIP.

In the majority of cases, tests of UIP have been based on short-term interest rates. Nevertheless, in recent years, there is growing evidence supporting a relatively robust fundamental relationship between long-term interest rates and exchange rates [see, for example, Flood and Taylor (1996), Alexius (2001), and Chinn and Meredith (2004)].

The diverging results could be related to the fact that movements in short-term interest rates are largely a reflection of the impact of monetary policy measures, whereas changes in long-term interest rates also reflect long-run growth and inflation expectations.

One of the main objectives of this Thesis is to provide some additional evidence on the relationship between interest rates and exchange rate. To that end, we apply time series techniques to determine the appropriate Granger relations between nominal long-term interest rates and the nominal exchange rate using EMU data. Hsiao (1981)'s sequential procedure ensures efficiency in testing Granger-causality a bi-variable setting, since it

delivers a congruent and encompassing representation of the data generating process [Hendry and Mizon (1999)]. Hsiao (1981)'s procedure is a generalization of the Granger notion of causality, which combines the Akaike (1969)'s final predictive error and the definition of Granger causality. Basically, the FPE criterion trades off bias that arises from under-parameterisation of a model against a loss in efficiency that results from over-parameterization of the model. Via Hsiao (1981)'s sequential procedure, it is found that the long-term interest rate differential between USA and EMU Granger causes the US dollar/euro exchange rate, but not the other way around.

In order to assess the model's stability over time, we make use of rolling analysis to check for changes in Granger causality between the US dollar-euro exchange rate and the USA-EMU long-term interest rate differential over time. We report the results of estimates from a sequence of short rolling samples to track a possibly evolving relationship in the sense of time-varying. In particular, we carried out 2776 regressions using a window of 200 observations.

Since the aim of the paper is to provide additional evidence on the relationship between long-term interest rates and exchange rate, we compare our results with those obtained with short-term interest rate models.

We use three-month Treasury Bill Rates in the secondary market taking from the Board of Governors of the Federal Reserve System. As for the EMU short-run interest rate, we use three-month interbank lending rates taking from the Bank of Spain. Regarding cointegration between exchange rate and the short-term interest rate differential, results indicates the absence of a long-run cointegrating relation between them, implying that we have to test for causality in first differences of the variables. Once again, Granger causality runs one-way from DIF_{st} to S and not the other way round. The results from the rolling regressions indicate, once again, that S does not Granger-cause DIF_{st} .

Our conclusions are robust and consistent over different pairs of exchange rates. In particular, new evidence of Granger causality is obtained in the short term unidirectionally from the interest rate differential between Japan and EMU to the Japanese yen/euro exchange rate for both short-run and long-run. For UK/ EMU case, a long-term relationship between these two variables was also discarded. However, it highlights the importance in the short-term of the long-term interest rate differential between the UK and Euro Area on the pound sterling/euro exchange rate but not the other way around. However, when it comes to the short-term interest rate differential between these two countries, a bi-directional Granger-causality between these two variables is detected.

Overall, our results are in line with those reported by Kohler (2010), who argues that interest rate differentials explain more of the exchange rate movements in current crisis than in the past. This probably reflects structural changes in the determinants of exchange rate dynamics such as the increased role of carry trade activity (involving borrowing funds in a low-interest currency and investing them in a high-interest currency) and worldwide restructuring of portfolios.

Foreign exchange markets are one of the largest financial markets in the world, both for its daily trading volume as its impact on the behaviour of other markets, whether financial assets or goods and services. Given that are highly developed and have large turnover, it is usually assumed that price formation in foreign exchange markets fully reflects all available information and therefore market participants' expectations should be rational and consistent and should provide unbiased and efficient forecasts.

The basic problem of the expectations approach to forecasting is how to uncover market participants' expectations. Direct methods of measuring expectations typically rely on some sort of survey in which certain subsamples of the population are asked to reveal their personal expectations.

In the second chapter we also examine the predictive ability and consistency properties of exchange rate expectations for the dollar/euro using a survey conducted in Spain by PwC among a panel of experts and entrepreneurs. Since 1999, the Spanish branch of PwC has been conducting a quarterly survey on the Spanish economic situation. One of the questions refers to exchange rate expectations for the euro-dollar case. Survey participants are asked the last week prior to quarter's end to deliver three and nine-month-ahead expectations or six and twelve-month-ahead expectations of this exchange rate.

Our results suggest that the PwC panel have some forecasting ability for time horizons from 3 to 9 months, although only for the 3-month ahead expectations we obtain marginal evidence of unbiasedness and efficiency in the forecasts. As for the consistency properties of the exchange rate expectations formation process, we find that survey participants form stabilising expectations in the short-run and destabilising expectations in the long-run and that the expectation formation process is closer to fundamentalists than chartists. This result suggests that we should reject the null hypothesis that short-run forecasts are consistent with long-run forecasts. Our finding is in line with Frenkel and Rülke (2011), who detect that participants in the WSJ semiannual survey of professional forecasters expected a "twist" for the dollar/euro exchange rate during the 2003-2007 period.

The relationship between exchange-rate regimes and economic growth is a widely discussed topic in economics, but still a controversial one. From the theoretical point of view, there are two strands of thought when it comes to postulating the relationship between exchange-rate regimes and economic growth, although consensus does not yet exist in this literature.

The first strand contents that, thanks to the credibility associated with fixed exchange-rate regimes, a macroeconomic scenario characterized by a reduction in interest rates in the long run would be generated, since the risk premium would be much lower, thus positively affecting incentives for consumption and investment and generating

significant economic growth [see, e. g., Dornbusch (2001) and De Grauwe and Schnabl (2004)]. Within this first approach, another commonly used justification for claiming that lesser flexible regimes would promote economic growth is the claim that a most credible environment would encourage economic openness. This would lead to a boost in international trade, resulting from the elimination of risk in the exchange rate channel through which higher economic growth would be triggered.

However, the second stream emphasizes the weakness of fixed exchange-rate regimes in the efficient allocation of resources primarily associated with the absence of an adjustment to face economic shocks. This problem was already highlighted by Friedman (1953), when he emphasized that the only way to react to external shocks experienced by fixed regimes was through changes in relative prices. This author pointed out that the situation is even worse when we are in a Keynesian world where the price adjustment is slow, causing an economic slowdown.

On the other hand, it is now generally accepted that the primary objective of central banks should be the maintenance of price stability. It implies avoiding both prolonged inflation and deflation, since price stability contributes to achieving high levels of economic activity and employment.

Fixing the value of the domestic currency relative to that of a low-inflation country is one approach central banks have used to pursue price stability. The advantage of an exchange rate target is its clarity, which makes it easily understood by the public. In practice, it obliges the central bank to limit money creation to levels comparable to those of the country to whose currency it is pegged. When credibly is maintained, an exchange rate target can lower inflation expectations to the level prevailing in the anchor country.

Although the theoretical relationships are ambiguous, evidence suggests a strong link between the choice of the exchange rate regime and macroeconomic performance. When analysing the possible relationship between inflation and the exchange rate regime, it is necessary to highlight a prominent feature along many studies: the causality

of two variables in both directions. Therefore, from this perspective, we can find two approaches. On the one hand, some authors (Barro and Gordon, 1983; von Hagen and Zhou, 2005, among others) argue that low inflation helps to maintain a fixed exchange rate. On the other hand, some researchers (see, e. g., Dornbusch, 2001, or Giavazzi and Giovannini, 1989) contend that the implementation of a fixed regime can become a major tool to combat inflation, mainly due to the high credibility that is implicit in the commitment to keep a given parity.

Based on a dataset of 123 economies, this Thesis empirically investigates the relation between exchange rate regimes and economic growth and between exchange rate regimes and consumer price index (CPI) inflation performance. We find that growth performance is best under intermediate exchange rate regimes, while the smallest growth rates are associated with flexible exchange rates. A formal test of equality indicates that there are indeed significant differences between growth rate of each group of countries. This finding is in line with Ghosh *et al.* (2002) and could be related with the fact that, compared with the corner solutions, intermediate regimes could achieve a better balance between the stability of a fixed rate with the monetary policy independence of a floating regime.

To assess the robustness of our results, we divide economies under study in four income groups using the World Bank's classification: low income, lower middle income, upper middle income and high income. We find again that growth rates are much higher in countries with intermediate exchange-rate regimes. Nevertheless, for low income countries, there are significant differences between fixed and intermediate regimes and between intermediate and flexible regimes, but not between fixed and flexible regimes. For lower middle and upper middle income countries, there are significant differences between fixed and flexible regimes and between intermediate and flexible regimes, but not between fixed and intermediates regimes. Finally, for high income countries, there are not significant differences between exchange rate regimes.

With respect to inflation, our results suggest that those countries with flexible exchange rate regimes are characterized by higher CPI inflation rates, while the smaller CPI inflation rates are associated with fixed exchange rates and countries with intermediate regimes occupy an intermediate position in their records of CPI inflation rates. More specifically, the median annual difference in CPI inflation rates is about 211% (270% and 243% for winsorised and trimmed mean CPI inflation, respectively) for country with flexible exchange rates with respect to countries with fixed exchange rates, while the median annual difference in CPI inflation rates is about 115% (156% and 137% for winsorised and trimmed mean CPI inflation, respectively) for country with flexible exchange rates with respect to countries with intermediate exchange rates. A formal test of mean equality indicates that there are indeed highly significant differences between inflation rates of each group of countries, regardless the metrics used in the evaluation. This finding is in line with Ghost *et al.* (1996), Dornbusch (2001), De Grauwe and Schnabl (2004), among others.

These findings are maintained when we analyze the countries using the World Bank's classification of income level (low income, lower middle income, upper middle income and high income), except for the case of upper income countries, where we do not find significant differences between fixed and intermediate regimes in CPI inflation performance. Our results suggest that CPI inflation is much higher in lower middle income countries with flexible exchange rates, being the median annual difference with respect to lower middle income countries with fixed exchange rates about 503% (574% and 552% for winsorised and trimmed mean CPI inflation, respectively). The lowest inflation rates obtained for high income countries with fixed exchange rate regimes: 4.2473 for median CPI inflation, 4.4036 for winsorised mean CPI inflation and 4.3518 for trimmed mean CPI inflation. Irrespective of the income level, we again find that countries with intermediate regimes occupy an intermediate position in their records of inflation rates. Nevertheless, for upper income countries, we do not find significant differences between fixed and intermediate regimes in inflation performance, even though the latter are 1.2 times the former regardless the metrics used in the evaluation.

This Thesis also attempts to identify implicit exchange rate regimes for currencies of the European Union accession and candidate countries *vis-à-vis* the euro. First, we study the economies that already belong to the European Union (EU), both which joined on 1 May 2004 (Cyprus, Czech Republic, Estonia, Hungary, Latvia, Lithuania, Malta, Poland, Slovakia and Slovenia), as they did on January 1, 2007 (Bulgaria and Romania). Second, we analyze the candidate countries during the sample period analyzed (Croatia, Iceland, the former Yugoslav Republic of Macedonia, Serbia and Turkey). To that end, we apply three sequential procedures that consider the dynamics of exchange rates to data covering the period from 1999:01 to 2012:12. The first procedure used by Reinhart and Rogoff (2004) is based on the calculation of the probability that monthly percentage variation of the absolute value of the exchange rate within a certain band. However, we have decided to incorporate the method proposed by Ledesma *et al.* (2005a), because that is an improvement from the preceding, by proposing a statistical contrast in the previous results. As another measure of robustness and filtering the conclusions by their statistical significance, we also use the methodology proposed by Ledesma *et al.* (2005b).

Our results would suggest that implicit bands have existed in many sub-periods for almost all currencies under study. In fact we detect the presence of implicit fluctuation bands of $\pm 2\%$ and $\pm 1\%$ in a high percentage of the sample period, even to reach 100% in countries such as Bulgaria, Cyprus and Slovenia, among others. Therefore, in this chapter, we offer new evidence that strengthens the hypothesis that the implemented policies differ from the announced by the monetary authorities.

Once we detect *de facto* discrepancies between *de facto* and *de iure* exchange rate regimes, we make use of Svensson's (1991) test, the Drift Adjustment method and discrete choice models to study the credibility of the detected fluctuation bands. Our results suggest a lack of credibility for a high percentage of the sample in which the evolution of the exchange rate exceeds the minimum and maximum of the fluctuation bands detected, suggesting that economic agents do not behave as if such bands actually were into force at the moment of realizing their financial plans.

It has also been possible to identify a distinct pattern of behavior among the set of countries belonging to the EU and candidate countries. Most of the economies that belong to EU, show a trend toward reduction in such lack of credibility as we approach ERM II in most countries. By contrast, the candidate countries show no signs of improvement in confidence in the fluctuation band as we approach the present.

Another major contribution is to provide new empirical evidence in order to clarify what are the most relevant factors that influence the probability that a given country adopts a *de facto* fixed exchange rate system. For this, both theoretical and empirical review of the main variables identified along the literature as the cause of currency crises is performed. Applying non-linear methodologies (Logit and Probit models) to panel data with dichotomous dependent variable, the explanatory power of traditional models (first, second and third generation) is analyzed. Our results suggest that the expansion of the national monetary aggregate, the reduction in the volume of reserves or the worsening of the domestic current account balance question to maintain the fixed exchange rate regime, but there is also another factor that largely affects on the probability of interest. The national unemployment rate is one of the explanatory variables whose effect is almost twice the impact on the probability that the economy is able to maintain its exchange rate commitment. Also, the distance from the central parity, the interest rate differential to the Euro Area and indicators of competitiveness, such as the real exchange rate or inflation, show a strong impact on system stability.

On the other hand, considering all the variables proposed by the different currents of thought previously analyzed and classifying them in monetary, real, competitiveness, fiscal and indicators of possible speculative pressures variables, we obtain similar results to those obtained previously. We can affirm that the probability that the central bank maintains its central parity is explained by monetary variables (money supply, volume of reserves and interest rate differential, in that order), real (domestic and foreign unemployment rate and domestic and Euro Zone industrial production) and competitiveness (labour cost differential).

Incorporating political variables, institutional or economic agents's confidence, the explanatory capacity of these models is improved to explain the sustainability of the system. The estimation results show that the factors associated with the confidence of economic agents not only show high significance but also in large-scale impact on the maintenance of the exchange rate commitment. Indeed, the economic sentiment index is one that shows greater influence on the probability of study. Another robust factor across different specifications is the trust in the European institutions.

Methodologies capable of synthesizing the maximum information in the least number of explanatory factors, in particular, the Main Components Analysis and the procedure proposed by Acosta-González and Fernández-Rodríguez (2007) have been considered. In general, we can confirm the great explanatory power of monetary, real, speculative pressures and trust in European institutions variables. For its part, the procedure based on genetic algorithms identifies some competitiveness and political variables as the main cause for the adoption of a fixed exchange rate regime given its magnitude in relative terms.

In response to the used selection criteria we have considered that the most appropriate model to explain the probability of interest is associated with the third dependent variable when taking into consideration the present evolution of key macroeconomic variables estimated by the method of genetic algorithms proposed by Acosta-González and Fernández-Rodríguez (2007). The explanatory factors are the inflation both domestic and foreign, debt of the reference country, the ideology of Parliament, freedom of political rights, the confidence in the European institutions and agents's expectations on national economic development.

Capítulo 0:

OBJETIVOS DE LA TESIS DOCTORAL

Capítulo 1:

El primer objetivo dentro del primer capítulo de esta Tesis Doctoral es proporcionar evidencia empírica adicional sobre la relación entre los tipos de interés a largo plazo y los tipos de cambio. El segundo propósito se centra en analizar si la causalidad en el sentido de Granger entre estas dos variables de interés se sostiene en el tiempo o experimenta alguna alteración durante el transcurso del período de estudio. Además, estamos interesados en conocer si esta relación se sostiene con independencia de si los diferenciales de tipos de interés son a largo o a corto plazo. Finalmente, examinamos si los resultados son robustos para distintos pares de monedas y países.

Desde el inicio de la Unión Económica y Monetaria Europea (UEM), las apreciaciones y depreciaciones del tipo de cambio dólar estadounidense/euro han coincidido con alteraciones en los diferenciales de los rendimientos asociados a los bonos entre Estados Unidos y la Zona Euro. Es por ello que, en lugar de considerar los tipos de interés a corto plazo como potenciales variables explicativas de la evolución del tipo de cambio como hace la mayor parte de la literatura empírica en este área, trabajaremos con los tipos de interés a largo plazo, dada la no sostenibilidad empírica de la paridad descubierta de los tipos de interés. Dado el número limitado de estudios y la inexistencia de un consenso entre sus conclusiones, hemos considerado oportuno realizar un contraste de causalidad que nos ayude a esclarecer si existe algún tipo de relación entre el comportamiento del tipo de cambio y la evolución de los tipos de interés a largo plazo y en qué sentido una de las variables puede contribuir a explicar la otra. Para llevar a cabo dicho propósito se podría haber considerado uno de los contrastes ampliamente utilizados para contrastar la relación entre dos variables, el denominado test de causalidad de Granger (1969). Sin embargo, hemos descartado este método ya que si no se seleccionan los retardos apropiados, las estimaciones serían inconsistentes. Por este motivo, para garantizar estimaciones eficientes, se aplicará el procedimiento secuencial de Hsiao (1981), combinando la propia definición de causalidad de Granger con el error final predictivo de Akaike (1969), sobre 2975 observaciones diarias, cubriendo el período 1999-2011.

Dentro del primer capítulo también evaluamos, como un segundo objetivo, la estabilidad del modelo a lo largo del tiempo empleando para ello un análisis recursivo. Por este motivo, se llevan a cabo 2.776 regresiones con una ventana de 200 observaciones, para corroborar si la causalidad en el sentido de Granger se mantiene entre el tipo de cambio y el diferencial de tipos de interés o se produce alguna alteración en las conclusiones obtenidas en algún subperíodo de la muestra.

Por último, con la finalidad de comprobar la robustez de nuestros resultados, hemos considerado oportuno la necesidad de considerar no sólo los tipos de interés a corto plazo de ambas economías, sino también analizar otros pares de monedas y países, como el tipo de cambio yen japonés/euro y la libra esterlina/euro (tanto a corto como a largo plazo), ya que según el Banco de Pagos Internacionales (2013) éstas son las monedas más intercambiadas en los mercados de divisas después del dólar estadounidense y el euro, por este orden.

Capítulo 2:

Dada la relevancia de las expectativas en la determinación de los tipos de cambios, nuestro segundo objetivo se centra en la evaluación de la capacidad predictiva y de las propiedades de consistencia de las expectativas para el tipo de cambio dólar estadounidense/euro empleando un método directo: una encuesta elaborada por PricewaterhouseCoopers (PwC) a un conjunto de panelistas de expertos y empresarios para diferentes horizontes temporales (3, 6, 9 y 12 meses hacia delante).

La fijación de precios en el mercado de divisas se encuentra vinculada a una gran complejidad, no sólo debido al gran volumen de negocios que conlleva, sino también a las implicaciones sobre otros mercados como los activos financieros o de bienes y servicios. Por este motivo, una de las hipótesis que normalmente se supone es la incorporación de toda la información públicamente disponible hasta el momento para la

determinación de los tipos de cambio. De ser cierto este supuesto, las expectativas de los agentes económicos serían consideradas como un indicador fiable y preciso de la evolución futura de los tipos de cambio por parte del sector privado. De hecho, se considerarían una herramienta sumamente eficaz con la finalidad de evaluar la credibilidad de la política cambiaria. Por tanto, si en realidad la fijación del tipo de cambio tuviese en cuenta las expectativas de los participantes del mercado, sus predicciones serían insesgadas y eficientes, convirtiéndose en una manera de contrastar si las expectativas son racionales y consistentes.

A pesar de su importancia, existe escasa evidencia sobre cómo los agentes forman sus expectativas. El principal problema de este enfoque radica en ser capaces de extraer las expectativas de los participantes del mercado, sabiendo que en realidad es una variable latente, es decir, que no se puede observar directamente. Normalmente se acude a los denominados métodos directos para la medición de expectativas. Este procedimiento se basa en la opinión de ciertas submuestras de la población, a través de algún tipo de encuesta y, a partir de ahí se revelan sus expectativas personales, que a su vez serán extrapoladas a la población en su conjunto. Aunque se ha discutido la racionalidad de las predicciones procedentes de las encuestas, las predicciones realizadas por profesionales son generalmente aceptadas, ya que las personas que no tienen experiencia toman de referencia la opinión adoptada por los expertos (Döepke *et al.*, 2008). Por esta razón, hemos trabajado con una encuesta trimestral elaborada por la sucursal española de PwC, basada en la opinión de un panel de expertos y empresarios reflejando expectativas de múltiples sectores: empresas no financieras, sistema financiero, universidades y centros de investigación económica, asociaciones profesionales e instituciones.

Abarcando el período comprendido entre el cuarto trimestre de 2001 y el segundo trimestre de 2011, centramos nuestra atención en la capacidad predictiva de las expectativas del tipo de cambio dólar estadounidense/euro para diferentes horizontes temporales (3, 6, 9 y 12 meses hacia delante), a través de diferentes indicadores como medida de robustez. Por otra parte, se contrasta estadísticamente si tales predicciones realizadas por los panelistas son predictores insesgados y eficientes del tipo de cambio

futuro para cada uno de los horizontes temporales; para finalmente evaluar las propiedades de consistencia a través de los modelos extrapolativos de Frankel y Froot (1987 a, b) y Frenkel y Rülke (2011).

Capítulo 3:

Dentro del tercer capítulo consideramos oportuno analizar en profundidad las clasificaciones *de iure* y *de facto* de mayor repercusión dentro de la literatura, debido a que los criterios que determinan si un régimen presenta mayor o menor grado de flexibilidad son considerados factores condicionantes de los resultados al investigar la relación entre los regímenes cambiarios y las principales variables macroeconómicas.

Una de las principales cuestiones dentro del contexto internacional es la elección del régimen cambiario óptimo. Para ello es necesario tener presente las ventajas e inconvenientes de cada una de las categorías disponibles (véase Bajo y Sosvilla, 1993). No existe consenso sobre cómo los regímenes cambiarios influyen sobre las principales variables macroeconómicas, como veremos en este capítulo y en el siguiente. Autores como Frankel (1999) afirman que un país con elevadas probabilidades de sufrir perturbaciones externas es más adecuado que adopte un esquema monetario flexible como consecuencia de la autonomía monetaria de la que dispone. Por el contrario, el compromiso cambiario que asume el banco central al adoptar un régimen fijo habitualmente genera mayor credibilidad y confianza en los agentes económicos.

Sin embargo, a lo largo de esta literatura han sido numerosos los criterios que se han ido desarrollando con la finalidad de determinar qué se entiende por sistemas de tipos de cambio fijo, intermedio y flexible, ajustándose cada vez más a la realidad. Esta creciente tendencia se fundamenta en la fuerte evidencia empírica que permite asegurar la existencia de una gran dicotomía entre el régimen cambiario que la autoridad monetaria afirma implementar (*de iure*) y lo que realmente lleva a cabo (*de facto*). En este tercer capítulo se estudian en profundidad las clasificaciones de mayor repercusión en la literatura [Bubula y Ötoker-Robe (2002), Reinhart y Rogoff (2004) y Levy-Yeyati y

Sturzenegger (2005), entre otros], analizando las principales ventajas y limitaciones de cada una de ellas.

Capítulo 4:

Un cuarto objetivo de esta Tesis es contribuir a la literatura empírica sobre la relevancia de los regímenes cambiarios a la hora de promover el crecimiento económico y/o alcanzar moderadas tasas de inflación. Asimismo, nos interesa conocer si dicha relevancia depende del nivel de renta de los países.

Desde el punto de vista teórico, no existe ningún consenso sobre la relación entre el sistema de tipos de cambio y el crecimiento económico, ni sobre la relación de la política cambiaria respecto a la estabilidad de precios. En relación al crecimiento económico, una de las principales vertientes en la literatura asegura que la introducción de un régimen fijo desencadena una mejora en el consumo y la inversión de la economía, gracias a la disminución de la prima de riesgo. Por el contrario, autores como Friedman (1953) cuestionan su capacidad para enfrentarse a perturbaciones externas. En relación a la inflación, existe toda una corriente de pensamiento que realza al régimen cambiario fijo como la principal herramienta para combatir la inflación por la credibilidad implícita que supone el compromiso de la autoridad monetaria a controlar el crecimiento de la oferta monetaria (Canavan y Tommasi, 1997). Sin embargo, autores como Heenan *et al.* (2006) o Roger (2010) destacan el esquema de inflación objetivo como una medida altamente recurrente a lo largo de los últimos años y que ha demostrado su efectividad no sólo en economías de mercados emergentes o de bajo ingreso, sino también en países avanzados.

Ante este escenario, se hace evidente la necesidad de esclarecer la relación entre los sistemas cambiarios y nuestras dos variables de interés, no sólo por su relevancia para los investigadores académicos sino también por su implicación para los gestores de política económica. Por este motivo, esta Tesis proporciona una nueva y más completa evidencia empírica, basándose en una amplia base de datos de sección cruzada analizando un total de 123 países, recogiendo tanto economías desarrolladas como en

vías de desarrollo y en transición, a lo largo de un dilatado período temporal (1970-2010).

De forma recursiva y a finales de cada año, se elaboran grupos de países para cada una de las tres categorías de los regímenes de tipos de cambio considerados a partir de la “clasificación fina *de facto*” de Reinhart y Rogoff (2004), actualizada hasta 2010 por Ilzetzki, Reinhart y Rogoff (2011). El mismo procedimiento se aplica para distinguir las cuatro categorías de renta establecidas por el Banco Mundial, con la finalidad de realizar un seguimiento tanto del crecimiento económico como de sus tasas de inflación. Después de calcular tres estadísticos como medida de robustez, se aplica un contraste formal con el propósito de evaluar si existen diferencias significativas entre las tasas de crecimiento y/o inflación entre las distintas alternativas de esquemas cambiarios examinados.

Capítulo 5:

Un quinto propósito dentro de esta Tesis Doctoral es la detección de las bandas implícitas de fluctuación no sólo en 12 países de la Europa central y oriental que en 2012 estaban integrados en la Unión Europea (UE), sino además en los países candidatos a formar parte de ella. Como un segundo objetivo dentro de este quinto capítulo, nos proponemos evaluar la credibilidad a dichas bandas de fluctuación *de facto*, identificando los subperíodos en los que se detecta la existencia de credibilidad, lo que constituye un refuerzo de la hipótesis de la presencia de dichas bandas.

La presencia de fluctuaciones severas en el tipo de cambio desencadena todo un escenario desfavorable para la inversión y estabilidad macroeconómica de cualquier país. Precisamente, la estabilidad cambiaria es uno de los cuatro criterios de Maastricht que las economías han de satisfacer si desean formar parte de la UEM. Por este motivo, nuestro objetivo dentro del quinto capítulo es evaluar si este requisito se cumple a lo largo del período 1999-2012, tanto para las economías que se incorporaron a la UE el 1 de mayo de 2004 (Chipre, República Checa, Estonia, Hungría, Letonia, Lituania, Malta,

Polonia, Eslovaquia y Eslovenia) y el 1 de enero de 2007 (Bulgaria y Rumanía), como para los países candidatos en 2012 (Croacia, Islandia, la antigua República Yugoslava de Macedonia, Serbia y Turquía).

Teniendo en cuenta la gran divergencia, demostrada empíricamente, entre la política cambiaria que el país afirma haber adoptado (*de iure*) y el régimen que en realidad implementan las autoridades monetarias (*de facto*), nos hemos decantado por investigar la existencia de bandas implícitas de fluctuación apoyándonos en tres métodos secuenciales alternativos, basándose en la dinámica del tipo de cambio mensual frente al euro. El primer procedimiento empleado por Reinhart y Rogoff (2004) se fundamenta en el cálculo de las probabilidades de que la variación porcentual mensual del valor absoluto del tipo de cambio se encuentre dentro de una determinada banda. Sin embargo, hemos decidido incorporar el método propuesto por Ledesma *et al.* (2005a), ya que supone una mejora respecto del precedente, al proponer una contrastación estadística en los resultados obtenidos. Como otra medida de robustez y, filtrando las conclusiones por su significación estadística, se trabaja con la metodología de Ledesma *et al.* (2005b).

Por último, no sólo estamos interesados en la detección de las bandas de fluctuación para estos diecisiete países, sino que además evaluamos la credibilidad asociada a dichas bandas a través de diferentes metodologías con la finalidad de garantizar robustez en nuestros resultados y examinamos si el comportamiento observado en el tipo de cambio es consistente con la percepción, por parte de los agentes, de la existencia de dichas bandas. A partir del contraste simple de Svensson (1991), del método de ajuste a la deriva y de los modelos de elección discreta somos capaces de identificar aquellos subperíodos en los cuales se detecta la existencia de credibilidad en el sistema cambiario, lo que constituye un refuerzo adicional e independiente de la hipótesis de la presencia de dichas bandas.

Capítulo 6:

Nuestro objetivo dentro del capítulo sexto es tratar de realizar una revisión en profundidad sobre los principales factores determinantes que han originado las crisis cambiarias a lo largo de las últimas décadas, tanto a nivel teórico como empírico.

Como consecuencia de las implicaciones que pueden desencadenar las crisis financieras sobre la sociedad y economía de un país, es conveniente esclarecer cuáles son las principales variables a tener en consideración con la finalidad de que los gestores de política económica adopten las medidas político-económicas necesarias para tratar evitarlas. La revisión de esta literatura teórica y empírica nos proporcionará un marco analítico y una relación exhaustiva de potenciales variables determinantes de la implementación de los regímenes cambiarios *de facto* que identificamos en el Capítulo 5.

Capítulo 7:

El último objetivo planteado en esta Tesis Doctoral es ofrecer nueva evidencia empírica con la finalidad de esclarecer cuáles son los factores más relevantes que condicionan la probabilidad de que un determinado país adopte *de facto* un sistema cambiario fijo frente a uno flexible. Aplicando metodología no lineal en paneles de datos para 12 países de la Europa central y oriental que en 2012 formaban parte de la UE y para los candidatos, durante el período 1999-2012, analizaremos la capacidad explicativa de los modelos tradicionales. Asimismo, seleccionando las variables de mayor repercusión detectadas a lo largo de la literatura sobre el potencial colapso del esquema cambiario, hemos considerado un amplio conjunto de variables reales, monetarias, fiscales, de competitividad y de presiones especulativas. En contraste con la literatura previa en esta área, examinamos también si el comportamiento de determinadas variables políticas, institucionales y de confianza de los agentes económicos contribuye a la estabilidad del compromiso cambiario. Finalmente, evitando la redundancia de la información proporcionada por todo este conjunto de variables empleamos otras dos técnicas,

cuya finalidad es sintetizar el número de factores explicativos: el Análisis de Componentes Principales y la metodología basada en algoritmos genéticos desarrollada por Acosta-González y Fernández-Rodríguez (2007).

A lo largo de la literatura han sido numerosos los factores identificados como posibles desencadenantes del abandono del sistema cambiario. Habitualmente se recogen en tres grandes corrientes de pensamiento como pudimos analizar en el capítulo anterior: modelos de primera, segunda y tercera generación. La inconsistencia entre las políticas monetarias y fiscales con la política cambiaria es el principal argumento que ofrece la primera perspectiva, mientras que la segunda resalta las expectativas de devaluación de los agentes económicos como los auténticos causantes de las crisis de balanza de pagos. Por otra parte, los últimos modelos proponen al riesgo moral como el principal desencadenante del excesivo endeudamiento que provocará que los acreedores extranjeros se cuestionen la capacidad de pago de la deuda desencadenando la retirada inmediata de flujos de capitales.

El objetivo del Capítulo 7 es proporcionar evidencia empírica adicional sobre cuáles son los principales factores que condicionan la probabilidad de que un determinado país adopte *de facto* un régimen de tipos de cambio fijo. Al igual que en el Capítulo 5, consideraremos 12 economías de la Europa central y oriental que forman parte de la Unión Europea y a aquéllas que a fecha de 2012 son consideradas candidatas. Como medida de robustez, se considerarán tres alternativas para determinar en cada momento del tiempo el régimen cambiario *de facto* que los países están implementando, cuya construcción se realiza a través de los procedimientos recursivos expuestos en profundidad en el capítulo anterior [método de Reinhart y Rogoff (2004), Ledesma *et al.* (2005a) y Ledesma *et al.* (2005b)]. Además, con el propósito de contrastar la sensibilidad de los resultados ante distintos esquemas de formación de expectativas, estimamos oportuno examinar tres posibles tipos de expectativas: retrospectivas, instantáneas y orientadas hacia el futuro.

Teniendo en cuenta el objetivo de este capítulo y la naturaleza de nuestros datos, consideraremos la técnica econométrica asociada a datos de panel, pero con la dificultad añadida de que nuestra variable objeto de estudio no es continua sino dicotómica, siendo necesario por tanto aplicar una metodología no lineal (modelo Logit y Probit) en paneles de datos. En relación a las posibles variables determinantes del colapso del sistema cambiario, analizaremos en primer lugar la capacidad explicativa de los modelos tradicionales, explicados en profundidad en el Capítulo 6, en nuestra muestra mensual desde 1999 hasta 2012. Posteriormente, evaluaremos un amplio conjunto de variables que han sido identificadas a lo largo de la literatura como potenciales determinantes, siendo agrupadas en cinco grandes categorías: variables reales, monetarias, de competitividad, fiscales y de presiones especulativas. Además hemos considerado relevante analizar y cuantificar el impacto que las variables políticas, institucionales y de confianza de los agentes económicos puede repercutir sobre la probabilidad de interés. Finalmente, se examinan modelos ecléticos apoyándonos en metodologías cuya finalidad es sintetizar el número de factores explicativos necesarios para explicar la variable dependiente. Uno de los procedimientos más relevantes en este ámbito es la técnica multivariante denominada Análisis de Componentes Principales. El cálculo de autovectores basados en combinaciones lineales de las variables originales permite simplificar la cantidad de factores necesarios para explicar la probabilidad de interés. Por otra parte, el procedimiento econométrico propuesto por Acosta-González y Fernández-Rodríguez (2007) se fundamenta en un algoritmo genético que optimiza el criterio de información de Schwartz garantizando un modelo consistente y eficiente, ya que determina el número óptimo de factores que se han de tener en cuenta para que no falte información relevante ni tampoco exista información redundante.

Referencias

- Acosta-González, E. y Fernández-Rodríguez, F. (2007): Model selection via genetic algorithms illustrated with cross-country growth data, *Empirical Economics*, **33**, 313-337.
- Akaike, H. (1969): Fitting autoregressive models for regression, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **21**, 243-247.
- Bajo, O. y Sosvilla, S. (1993): Teorías del tipo de cambio: una panorámica, *Revista de Economía Aplicada*, **1**, 175-205.
- Bank for International Settlements (2013): Triennial Central Bank Survey Foreign exchange turnover en April 2013: Preliminary global results, Basel: Bank for International Settlements. Disponible en <http://www.bis.org/press/p130905.htm>.
- Bubula, A. y Otker-Robe, I. (2002): The evolution of exchange rate regimes since 1990: evidence from *de facto* policies, Working Paper No. 02-155, International Monetary Fund, Washington.
- Canavan, C. y Tommasi, M. (1997): On the credibility of alternative exchange rate regimes, *Journal of Development Economics*, **54**, 101-122.
- Döepke, J., Doovern, J., Fritsche, U. y Slacalek, J. (2008): The dynamics of European inflation expectations, *The B. E. Journal of Macroeconomics*, **8**, artículo 12. Disponible en http://www.ulrich-fritsche.net/Material/2010/11/DDFS_2008_BEJM.pdf.
- Frankel, J. A. (1999): No single currency regime is right for all countries or at all times, Working Paper No. 7338, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Frankel, J. A. y Froot, K. A. (1987a): Using survey data to test standard propositions regarding exchange rate expectations, *American Economic Review*, **77**, 133-153.
- Frankel, J. A. y Froot, K. A. (1987b): Short-term and long-term expectations of the yen/dollar exchange rate: Evidence from survey data, *Journal of the Japanese and International Economies*, **1**, 249-274.
- Frenkel, M. y Rülke, J. C. (2012): Twisting the dollar? On the consistency of short-run and long-run exchange rate expectations, *Journal of Forecasting*, **31**, 596-616.
- Granger, C. W. J. (1969): Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, **37**, 24-36.
- Heenan, G., Peter, M. y Roger, S. (2006): Implementing inflation targeting: institutional arrangements, target design and communication, Working Paper No. 06-278, Fondo Monetario Internacional, Washington.
- Hsiao, C. (1981): Autoregressive modelling and money-income causality detection, *Journal of Monetary Economics*, **7**, 85-106.

Ilzetzki, E. O., Reinhart, C. M., Rogoff, K. S. (2011): Exchange rate arrangements entering the 21st century: which anchor will hold?, mimeo, University of Maryland and Harvard University.

Ledesma-Rodríguez, F., Navarro-Ibáñez, M., Pérez-Rodríguez, J. y Sosvilla-Rivero, S. (2005a): Assessing the credibility of a target zone: evidence from the EMS, *Applied Economics*, **37**, 2265-2287.

Ledesma-Rodríguez, F., Navarro-Ibáñez, M., Pérez-Rodríguez, J. y Sosvilla-Rivero, S. (2005b): Regímenes cambiarios *de facto* y *de iure*. Una aplicación al tipo de cambio yen/dólar, *Moneda y Crédito*, **221**, 37-68.

Levy-Yeyati, E. y Sturzenegger, F. (2005): Classifying exchange rate regimes: deeds vs. words, *European Economic Review*, **4**, 1603-1635.

Reinhart, C. M. y Rogoff, K. S. (2004): The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation, *Quarterly Journal of Economics*, **119**, 1-48.

Roger, S. (2010): Veinte años de metas de inflación, *Finanzas & Desarrollo*, **Marzo**, 46-49.

Svensson, L. E. O. (1991): The simplest test of target zone credibility, *IMF Staff Papers*, **38**, 655-665.

Capítulo 1:

EL TIPO DE CAMBIO DÓLAR ESTADOUNIDENSE/EURO Y EL DIFERENCIAL DEL RENDIMIENTO DE LOS BONOS ENTRE ESTADOS UNIDOS Y LA ZONA EURO: UN ANÁLISIS DE CAUSALIDAD

1. 1. Introducción

1. 2. Metodología econométrica

1. 3. Datos y resultados empíricos

1. 3. 1. Datos

1. 3. 2. Resultados preliminares

1. 3. 3. Resultados de causalidad

1. 3. 4. Regresiones recursivas

1. 4. Robustez

1. 4. 1. Tipos de interés a corto plazo

4. 4. 2. Otros tipos de cambio

1. 5. Conclusiones

Referencias

1. 1. Introducción

Desde el inicio de la Unión Económica y Monetaria Europea (UEM), el tipo de cambio dólar estadounidense/euro ha fluctuado considerablemente. Los incrementos y descensos del tipo de cambio coincidieron con ciertas modificaciones en los diferenciales de tipos de interés entre Estados Unidos y la Zona Euro.

Los tipos de interés han sido ampliamente considerados como los determinantes claves de los movimientos del tipo de cambio a pesar del fracaso empírico de la paridad descubierta de los tipos de interés (PDI) (véase Engel, 1996 o Chinn, 2005, para una panorámica). Bekaert *et al.* (2007) concluye evidencia empírica contraria a la PDI no es concluyente, dependiendo del tipo de cambio analizado y no del tipo de interés empleado (corto o largo plazo). La literatura académica señala tanto la existencia de primas de riesgo como los errores de predicción relativos a la formación de expectativas y la presencia de expectativas heterogéneas en los mercados como las causas del escaso apoyo empírico a la PDI.

En la mayoría de los casos, los contrastes de la PDI se han basado en tipos de interés a corto plazo. Sin embargo, actualmente, existe un creciente apoyo que pone de manifiesto una relación fundamental y relativamente robusta entre los tipos de interés a largo plazo y los tipos de cambio (véase, por ejemplo, Flood y Taylor, 1996; Alexius, 2001; Chinn y Meredith, 2004).

Los resultados divergentes podrían estar relacionados por el hecho de que los movimientos en los tipos de interés a corto plazo son en gran parte un reflejo del impacto de las medidas de política monetaria, mientras que las modificaciones en los tipos de interés a largo plazo también expresan el crecimiento a largo plazo y las expectativas de inflación.

Dado el número limitado de estudios y los divergentes resultados, no se ha alcanzado aún una visión de consenso sobre los efectos del uso de los tipos de interés a largo plazo en lugar de los tipos de interés a corto plazo en los contrastes de la PDI.

El objetivo de este capítulo es proporcionar evidencia empírica adicional sobre la relación entre los tipos de interés a largo plazo y los tipos de cambio. Para ello, aplicamos técnicas de series temporal para determinar la relación apropiada de causalidad en el sentido de Granger entre los tipos de interés nominal a largo plazo y el tipo de cambio nominal empleando datos de Estados Unidos y la Zona Euro. Mediante el uso del procedimiento secuencial de Hsiao (1981), encontramos que el diferencial del tipo de interés a largo plazo entre Estados Unidos y la UEM causa en sentido de Granger el tipo de cambio dólar estadounidense/euro, pero no a la inversa.

Este capítulo se estructura de la siguiente manera: la Sección 1. 2 explica nuestra metodología econométrica. La Sección 1. 3 presenta los datos empleados en el estudio, muestra e interpreta nuestros resultados empíricos. La Sección 1. 4 explora la robustez de nuestros resultados para diferentes países y para los tipos de interés a corto plazo. Este capítulo finaliza con la Sección 1. 5 que resume nuestros resultados.

1. 2. Metodología econométrica

El test de causalidad de Granger (1969) es ampliamente utilizado para contrastar la relación entre dos variables. Sin embargo, los contrastes de causalidad son sensibles a la longitud de los retardos y, por tanto, es importante seleccionar la apropiada longitud. De lo contrario, el modelo estimado será inconsistente y, por tanto, es probable que se obtengan inferencias erróneas (véase, por ejemplo, Thornton y Batten, 1985).

Aunque hay métodos alternativos en la literatura empírica (tales como el propuesto por Toda y Yamamoto, 1995), el procedimiento secuencial de Hsiao (1981) asegura la eficiencia en el contraste de causalidad de Granger en un contexto de dos variables, ya que proporciona una representación congruente incluyendo el proceso generador de los

datos (Hendry y Mizon, 1999). El procedimiento de Hsiao (1981) es una generalización del concepto de causalidad de Granger, que combina el error predictivo final de Akaike (1969) (EPF, a partir de ahora) y la definición de causalidad de Granger. Básicamente, el criterio del EPF supone la necesidad de elegir entre el sesgo que implica la infra-parametrización de un modelo frente a la pérdida de eficiencia asociada a una sobre-parametrización del modelo.

Consideremos los siguientes modelos:

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \delta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \delta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde X_t e Y_t son variables estacionarias [es decir, son variables $I(0)$]. Se emplean los siguientes pasos para aplicar el procedimiento de Hsiao con la finalidad de contrastar la causalidad:

(i) Se trata a X_t como un proceso autorregresivo tal como recoge la expresión (1), y se calcula el EPF con el orden de retardo m variando de 1 a m^1 . Se elige el orden que proporciona el menor EPF, digamos m , y se denota al correspondiente EPF como $EPF_X(m, 0)$.

(ii) Se trata a X_t como una variable controlada con m número de retardos y se trata a Y_t como una variable manipulada en la expresión (2). Se calcula el EPF de (2) variando el

¹ $EPF_X(m, 0)$ se calcula empleando la siguiente formula: $EPF_X(m, 0) = \frac{T+m+1}{T-m-1} * \frac{SSR}{T}$, donde T es el

número total de observaciones y SSR es la suma de residuos al cuadrado de la regresión (1) estimada por MCO.

orden de retardos de Y_t desde 1 a n , denotándose el orden asociado al menor EPF como n y el correspondiente EPF se especifica como $EPF_X(m,n)$ ².

(iii) Se compara el $EPF_X(m, 0)$ con el $EPF_X(m,n)$ [es decir, se compara el menor EPF en el paso (i) con el menor EPF en el paso (ii)]. Si el $EPF_X(m,0) > EPF_X(m,n)$, entonces diremos que Y_t causa a X_t . Si el $EPF_X(m,0) < EPF_X(m,n)$, entonces concluiremos que X_t es un proceso independiente.

(iv) Se repiten los pasos desde (i) a (iii) para la variable Y_t , tratando a X_t como una variable manipulada.

Cuando X_t e Y_t no son variables estacionarias, pero que tras una primera diferencia se convierten en estacionarias [es decir, son variables $I(1)$] y cointegradas (véase Dolado *et al.*, 1990), es posible investigar la relación de causalidad desde ΔX_t a ΔY_t y desde ΔY_t a ΔX_t , usando los siguientes modelos de corrección del error:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \beta Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \beta Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

donde Z_t es el mecanismo de corrección del error (es decir, el residuo MCO de la regresión de cointegración $X_t = \mu + \lambda Y_t$). Nótese que si X_t e Y_t son variables $I(1)$, pero no están cointegradas, entonces β en (3) y en (4) se supone igual a cero.

En ambos casos [ante la presencia de X_t e Y_t como variables $I(1)$, tanto si están o no cointegradas], podemos utilizar el procedimiento secuencial de Hsiao substituyendo a X_t

² $EPF_X(m,n)$ se calcula utilizando la siguiente formula: $EPF_X(m,n) = \frac{T+m+n+1}{T-m-n-1} * \frac{SSR}{T}$, donde T es el

número total de observaciones y SSR es la suma de los residuos al cuadrado de la regresión (2) estimada por MCO.

por ΔX_t y a Y_t por ΔY_t en los pasos desde (i) hasta (iv), al igual que sustituir las expresiones (1) y (2) por las ecuaciones (3) y (4).

1. 3. Datos y resultados empíricos

1. 3. 1. Datos

Se utilizan datos diarios del tipo de cambio dólar estadounidense/euro tomados del repositorio de datos estadísticos del Banco Central Europeo. En relación al tipo de interés a largo plazo de Estados Unidos, se emplea el tipo de interés pagado por el Tesoro para operaciones de vencimiento fijo a diez años tomados de la Junta de Gobernadores del Sistema de la Reserva Federal. Para el tipo de interés a largo plazo de la Zona Euro, usamos como aproximación, el índice de Bonos del Estado JPM-UEM, tomado de J. P. Morgan-Chase. Nuestra base de datos abarca el período desde enero de 1999 hasta enero de 2011.

Para evitar usar datos brutos e índices, construimos índices tanto para el tipo de cambio dólar estadounidense/euro como para el tipo de interés a largo plazo de Estados Unidos, usando el mismo año base que el índice de Bonos del Estado JPM-UEM. Una vez contruidos estos índices, se calcula el diferencial del tipo de interés a largo plazo entre Estados Unidos y la Zona Euro.

1. 3. 2. Resultados preliminares

Como un primer paso, contrastamos el orden de integración del tipo de cambio dólar estadounidense/euro (que denotaremos S) y del diferencial del tipo de interés a largo plazo entre Estados Unidos y la Zona Euro (que denotaremos DIF_{it}) mediante el contraste de raíces unitarias de Dickey Fuller Aumentado (DFA). Los resultados, mostrados en el Cuadro 1. 1, rechazan claramente la hipótesis nula de no estacionariedad, sugiriendo que ambas variables podrían ser tratadas como estacionarias tras aplicar primeras diferencias.

Cuadro 1. 1: Contraste de Dickey-Fuller Aumentado para raíces unitarias: dólar estadounidense/euro

Panel A: I (2) versus I (1)			
	τ_τ	τ_μ	τ
ΔS	-54,6516*	-54,6340*	-54,6602*
ΔDIF_{lt}	-51,3264*	-51,3328*	53,3218*
ΔDIF_{st}	-34,1980*	-34,1994*	-34,2026*
Panel B: I (1) versus I (0)			
	τ_τ	τ_μ	τ
S	-2,7689	-0,9900	0,2326
DIF_{lt}	-2,7393	-0,8835	0,0356
DIF_{st}	-1,2952	-1,3409	-0,5399

Notas: El estadístico DFA es un contraste para evaluar la hipótesis nula de una raíz unitaria. τ_τ , τ_μ y τ denota los estadísticos de DFA con constante y tendencia, con constante, y sin constante, respectivamente. * denota significatividad al nivel del 1%.

Siguiendo la sugerencia de Carrión-i-Silvestre *et al.* (2001), confirmamos este resultado utilizando los contrastes de Kwiatkowski *et al.* (1992) (KPSS), donde la hipótesis nula es un proceso estacionario frente a la alternativa de una raíz unitaria. Como puede observarse en el Cuadro 1. 2, los resultados indican que no existe suficiente evidencia empírica para rechazar la hipótesis nula de estacionariedad en primeras diferencias mientras que claramente se rechaza en niveles. Así pues, estos resultados constituyen un refuerzo adicional a las conclusiones alcanzadas en el Cuadro 1. 1 sobre el orden de integración de las series objeto de estudio.

Cuadro 1. 2: Contraste KPSS para estacionariedad: dólar estadounidense/euro

Panel A: I (1) versus I (2)		
	τ_τ	τ_μ
ΔS	0,1046	0,1455
ΔDIF_{lt}	0,0451	0,0534
ΔDIF_{st}	0,1411	0,1813
Panel B: I (0) versus I (1)		
	τ_τ	τ_μ
S	0,4691*	5,4484*
DIF_{lt}	0,3856*	6,0761*
DIF_{st}	0,4499*	6,4493*

Notas: El estadístico KPSS es un contraste para evaluar la hipótesis nula de estacionariedad. τ_τ y τ_μ denota el estadístico de ADF con constante y tendencia, y únicamente con constante, respectivamente. * denota significatividad al nivel del 1%.

Como un segundo paso, hemos contrastado la existencia o no de cointegración entre el tipo de cambio y el diferencial de tipo de interés a largo plazo. Para ello, empleamos el contraste de cointegración de Johansen (1991, 1995). Como puede apreciarse en el Cuadro 1. 3, los resultados del contraste estadístico de la traza indican que la hipótesis nula de no cointegración no es rechazada al 1% de significatividad. Nuestros resultados de la inexistencia de cointegración entre el tipo de cambio y el diferencial de tipos de interés a largo plazo coinciden con los obtenidos por Campbell y Clarida (1987) y Meese y Rogoff (1988), quienes no encuentran cointegración entre ambas variables. La ausencia de una relación de cointegración en nuestro caso podría estar relacionada con el escaso tamaño muestral empleado en este trabajo, impuesto por la introducción del euro el 1 de enero de 1999. Según han demostrado Hakkio y Rush (1991), la potencia de los contrastes de cointegración depende del período temporal, en lugar de su frecuencia. A pesar de que nosotros usamos 2.975 observaciones diarias, sólo disponemos información del largo plazo para doce años.

Cuadro 1. 3: Contraste de cointegración: dólar estadounidense/euro

Diferencial del tipo de interés a largo plazo	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 5
Ninguno	3,1033 (0,8346)	9,3433 (0,7038)	8,0286 (0,4624)	22,4854 (0,1247)	15,0112 (0,1208)
Al menos uno	0,5572 (0,5175)	1,7805 (0,8309)	0,4687 (0,4936)	7,4981 (0,2954)	3,1411 (0,1396)
Diferencial del tipo de interés a corto plazo	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 5
Ninguno	1,9823 (0,9518)	3,2458 (0,9991)	2,8892 (0,9717)	12,0830 (0,8063)	11,2032 (0,3719)
Al menos uno	0,1287 (0,7674)	1,0828 (0,9405)	0,9250 (0,3362)	1,9445 (0,9720)	1,6990 (0,1924)

Notas: Examinamos los cinco casos determinísticos con tendencia considerados por Johansen (1995, p. 80–84):

- Caso 1. Los datos en niveles no presentan tendencia determinista y las ecuaciones de cointegración no presentan constante.
- Caso 2. Los datos en niveles no presentan tendencia determinista y las ecuaciones de cointegración presentan constante.
- Caso 3. Los datos en niveles presentan tendencia lineal pero las ecuaciones de cointegración presentan sólo constante.
- Caso 4. Los datos en niveles y las ecuaciones de cointegración presentan tendencia lineal.
- Caso 5. Los datos en niveles tienen tendencia cuadrática y las ecuaciones de cointegración presentan tendencia lineal.

Los paréntesis son utilizados para indicar los *p*-valores.

1. 3. 3. Resultados de causalidad

A pesar de que los resultados de los contrastes de cointegración niegan una relación de largo plazo entre el tipo de cambio y el diferencial del tipo de interés a largo plazo, no se descarta la posibilidad de la existencia de una relación de corto plazo entre estas variables. Por tanto, contrastamos la causalidad en primeras diferencias de las variables, sin el término de corrección del error añadido [es decir, $\beta = 0$ en las ecuaciones (3) y (4)]. Los Paneles A y B en el Cuadro 1. 4 muestran los órdenes óptimos de los retardos y sus correspondientes EPFs. Los valores estadísticos de las F ofrecidos se corresponden con los estadísticos de Wald asociados al contraste de la hipótesis conjunta $\hat{\gamma}_1 = \hat{\gamma}_2 = \dots = \hat{\gamma}_n = 0$.

Cuadro 1. 4: Estadísticos EPF: dólar estadounidense/euro

Panel A: DIF_{lt} causa en el sentido de Granger a S					
$EPF_{\Delta S}(m,0)$	m	$EPF_{\Delta S}(m,n)$	n	Estadístico F	Comentario
0,4861	1	0,4754	3	23,5785*	Causalidad: $DIF_{lt} \rightarrow S$
Panel B: S causa en el sentido de Granger a DIF_{lt}					
$EPF_{\Delta DIF_{lt}}(m,0)$	m	$EPF_{\Delta DIF_{lt}}(m,n)$	n	Estadístico F	Comentario
3,1793	2	3,1808	1	0,60318	No causalidad: $S \rightarrow DIF_{lt}$
Panel C: DIF_{st} causa en el sentido de Granger a S					
$EPF_{\Delta S}(m,0)$	m	$EPF_{\Delta S}(m,n)$	n	Estadístico F	Comentario
0,6574	1	0,6493	6	5,9206*	Causalidad: $DIF_{st} \rightarrow S$
Panel D: S causa en el sentido de Granger a DIF_{st}					
$EPF_{\Delta DIF_{st}}(m,0)$	m	$EPF_{\Delta DIF_{st}}(m,n)$	n	Estadístico F	Comentario
7,9833	3	7,9853	1	1,4174	No causalidad: $S \rightarrow DIF_{st}$

Nota: * denota significatividad al nivel del 1%.

Como puede observarse, el orden óptimo del retardo m de ΔS_{t-j} (ΔDIF_{lt-j}) cuando ΔS_t (ΔDIF_{lt}) se regresa sobre sus propios valores pasados y una constante es uno (dos), mientras que el orden óptimo del retardo n de ΔDIF_{lt-j} (ΔS_{t-j}) cuando ΔS_t (ΔDIF_{lt}) se regresa sobre sus propios valores pasados (fijando en m su orden de retardos), los valores pasados de ΔDIF_{lt-j} (ΔS_{t-j}) y una constante es tres (uno). Por otra parte, $EPF_{\Delta S}(m, 0) > EPF_{\Delta S}(m, n)$ y $EPF_{\Delta DIF_{lt}}(m, 0) < EPF_{\Delta DIF_{lt}}(m, n)$, sugiriendo una relación

de causalidad en el sentido de Granger en una única dirección desde DIF_{it} a S y no a la inversa. Esta conclusión es respaldada por los estadísticos F , que son significativos al 1% cuando se contrasta si todos los coeficientes de los retardos de ΔS_t son iguales a cero; sin embargo, no podemos rechazar la hipótesis nula de que todos los coeficientes de los retardos de ΔDIF_{it} sean iguales a cero a los niveles habituales de significación.

Con la finalidad de confirmar nuestros resultados, hemos calculado el contraste de Williams-Kloot para comprobar la precisión de las predicciones, tal como se describe en Williams (1959). Sean f_1 y f_2 dos predicciones alternativas de la variable z , el estadístico de contraste de Williams-Kloot es el ratio t para evaluar la hipótesis de que el coeficiente de $f_1 - f_2$ sea cero en la regresión de $z - (f_1 + f_2)/2$ sobre $f_1 - f_2$. Un valor significativamente negativo implica que f_2 es estadísticamente superior a f_1 (y viceversa). Por lo tanto, generamos predicciones para ΔS_t y ΔDIF_{it} considerando para ambas únicamente los valores pasados de la variable predicha y, alternativamente, considerando también los valores pasados de la otra variable. Los resultados se muestran en el Cuadro 1. 5. Como se puede observar, el contraste de Williams-Kloot sugiere que ΔS_t se puede predecir mejor añadiendo el contenido informacional de ΔDIF_{it} , en lugar de tomar en cuenta únicamente los valores pasados de ΔS_{t-j} . Por otra parte, la mejor precisión de la predicción para ΔDIF_{it} no puede lograrse considerando únicamente sus propios valores pasados, sino que es necesaria también incluir la información contenida en ΔS_{t-j} . Por consiguiente, estos resultados refuerzan la conclusión obtenida previamente en el Cuadro 1. 4.

Cuadro 1. 5: Contraste de Willian-Kloot: dólar estadounidense/euro

Panel A: $DIF_{it} \rightarrow S$		
	Estadístico t	p -valor
	-4,2089*	0,0000
Panel B: $S \rightarrow DIF_{it}$		
	Estadístico t	p -valor
	0,5273	0,5980
Panel C: $DIF_{st} \rightarrow S$		
	Estadístico t	p -valor
	-2,9377*	0,0033
Panel D: $S \rightarrow DIF_{st}$		
	Estadístico t	p -valor
	0,1998	0,8416

Nota: * denota significatividad al nivel del 1%.

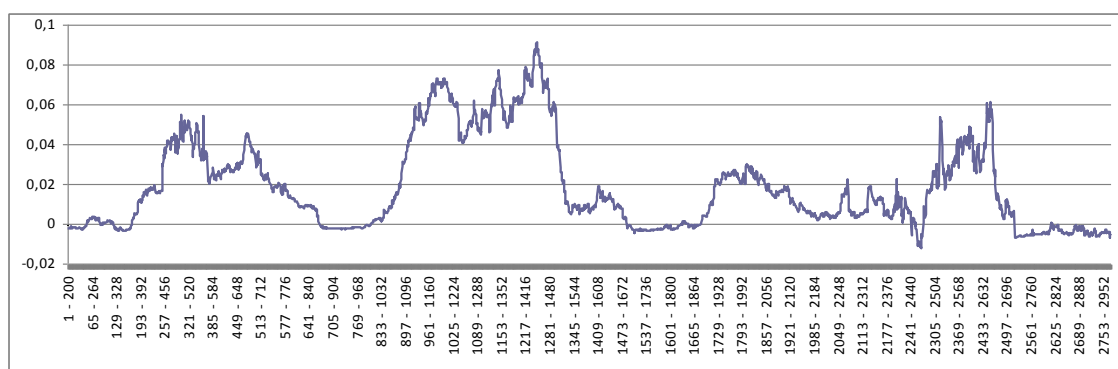
1. 3. 4. Regresiones recursivas

Con la finalidad de evaluar la estabilidad del modelo a lo largo del tiempo, hacemos uso de un análisis recursivo para comprobar si hay modificaciones en la causalidad en el sentido de Granger entre el tipo de cambio dólar estadounidense/euro y el diferencial de tipos de interés a largo plazo entre Estados Unidos y la Zona Euro tras el transcurso del tiempo. Para ello, se ofrecen los resultados de las estimaciones basadas en una secuencia de pequeñas muestras recursivas para seguir la evolución de la relación a lo largo del tiempo. En particular, nosotros hemos llevado a cabo 2.776 regresiones empleando una ventana de 200 observaciones. En cada estimación, se aplican los cuatro pasos del procedimiento secuencial de Hsiao (1981) resumido en la Sección 1. 2 para determinar los estadísticos óptimos: $EPF_{\Delta S}(m, 0)$, $EPF_{\Delta S}(m, n)$, $EPF_{\Delta DIFIt}(m, 0)$ y $EPF_{\Delta DIFIt}(m, n)$.

El Gráfico 1. 1 muestra una representación gráfica de la evolución de la diferencia entre los estadísticos $EPF_{\Delta S}(m, 0)$ y $EPF_{\Delta S}(m, n)$ durante el período analizado. Este gráfico nos proporciona una visión sobre cómo influye a lo largo del tiempo el $DIFIt_t$ sobre S_t . Como se puede apreciar, durante la mayor parte del tiempo esta diferencia es positiva, sugiriendo una relación de causalidad en el sentido de Granger estadísticamente significativa desde el diferencial de tipos de interés a largo plazo de Estados Unidos y la Zona Euro hacia el tipo de cambio. Sin embargo, hay algunos episodios en los cuales se detecta una diferencia negativa, indicando que ambas variables son procesos independientes: 2001:09-2001:04, 2005:01-2005:09 y 2009:03-2011:01. El primer episodio se encuentra asociado con el aumento de aversión al riesgo que se vivió tras los trágicos eventos sucedidos el 11 de septiembre y que dieron lugar a una apreciación del euro frente al dólar estadounidense, intensificado como resultado de las preocupaciones existentes en el mercado sobre la correcta aplicación de las normas de contabilidad de las empresas en ese país, la ampliación de los tipos de interés negativos en la Zona Euro, las preocupaciones del mercado sobre el desequilibrio en la cuenta corriente dando lugar a la aparición de un déficit presupuestario y la incertidumbre sobre las futuras perspectivas de crecimiento económico. El segundo episodio (2005:01-2005:09) podría estar relacionado con las perspectivas del mercado sobre una mejora en la actividad económica estadounidense y un menor crecimiento en la Zona Euro, junto con el rechazo del Tratado para el establecimiento de una Constitución para Europa en los

referéndums de Francia y los Países Bajos en 2005. Finalmente, el último episodio que comienza en 2009:03 coincide con una apreciación del euro en un clima en el cual mejora la situación de los mercados financieros, una tendencia que fue interrumpida a partir de 2009:12 tras la crisis fiscal en Grecia, dando lugar a episodios de inestabilidad, particularmente severos en la segunda quincena de abril y principios de 2010:05, resultando en una depreciación del tipo de cambio del euro frente al dólar estadounidense.

Gráfico 1. 1: Resultados de las regresiones recursivas cuando se contrasta la causalidad desde DIF_t a S : dólar estadounidense/euro

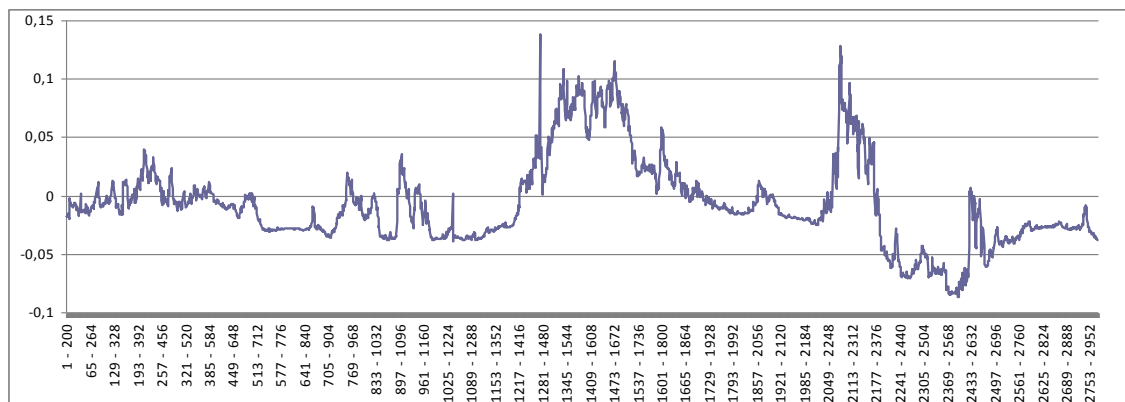


Nota: Diferencia entre los estadísticos $EPF_{\Delta S}(m, 0)$ y $EPF_{\Delta S}(m, n)$ para cada regresión recursiva usando una ventana de 200 observaciones.

Atendiendo a los resultados de las regresiones recursivas empleadas para analizar la causalidad en el sentido de Granger desde el tipo de cambio dólar estadounidense/euro hacia el diferencial del tipo de interés a largo plazo entre Estados Unidos y la UEM, el Gráfico 1. 2 indica que la diferencia entre los estadísticos $EPF_{\Delta DIF_t}(m, 0)$ y $EPF_{\Delta DIF_t}(m, n)$ es negativa la mayor parte del tiempo. Este patrón sugiere que DIF_t puede ser predicho con mayor exactitud usando únicamente su propio pasado en lugar de emplear los valores pasados de DIF_t y S_t (es decir, S no causa en el sentido de Granger a DIF_t). Sin embargo, es interesante señalar la existencia de varios episodios en los cuales sí se detecta evidencia de causalidad: 1999:10-2000:01, 2003:12-2005:12 y 2007:05-2010:10. El primer episodio coincide con un incremento en las preocupaciones en los mercados financieros sobre el hecho de que la economía americana estaba creciendo a un ritmo que podría dar lugar a presiones inflacionistas en la economía, mientras que en la UEM, después de que el Banco Central Europeo tomara la decisión de elevar los tipos de interés el 4 de noviembre, los participantes del mercado revisaron sus

expectativas de inflación a largo plazo a la baja y se redujo la magnitud de la prima de riesgo de inflación requerida para el mantenimiento de los bonos denominados en euros. El segundo episodio (2003:12-2005:12) puede estar asociado con cambios en las percepciones de los participantes del mercado en relación con las presiones inflacionistas después del fuerte incremento de los precios del petróleo y también por las perspectivas para la economía de la Zona Euro, ya que las percepciones en el mercado estuvieron estrechamente relacionadas con alteraciones en las perspectivas macroeconómicas globales a lo largo de este período. Esto condujo una cierta disociación en los movimientos de los rendimientos de los bonos del largo plazo desencadenando diversos puntos de vista entre los participantes del mercado sobre las perspectivas macroeconómicas y sobre las expectativas del tipo de interés a corto plazo en las dos economías. Finalmente y, en relación con el último episodio (2007:05-2010:10), la crisis financiera y la revalorización del riesgo registrada en la segunda mitad de 2007 crearon un ambiente favorable para la inversión fuera de la UEM, siendo estimulado por el fortalecimiento del euro en el tipo de cambio.

Gráfico 1. 2: Resultados de las regresiones recursivas cuando se contrasta la causalidad desde S a DIF_t : dólar estadounidense/euro



Nota: Diferencia entre los estadísticos $EPF_{\Delta DIF_t}(m, 0)$ y $EPF_{\Delta DIF_t}(m, n)$ para cada regresión recursiva usando una ventana de 200 observaciones.

1. 4. Robustez

1. 4. 1. Tipos de interés a corto plazo

Dado que el objetivo de este trabajo es proporcionar evidencia adicional en la relación entre los tipos de interés a largo plazo y el tipo de cambio, en este subepígrafe

comparamos nuestros resultados con aquéllos obtenidos con los modelos de los tipos de interés a corto plazo.

Utilizamos el rendimiento de las letras del Tesoro estadounidense a 3 meses en el mercado secundario tomado de la Junta de Gobernadores del Sistema de la Reserva Federal. Para el tipo de interés a corto plazo de la Zona Euro, se emplea el tipo de interés de los préstamos interbancarios a tres meses tomados del Banco de España.

Como en la sección anterior, las series abarcan el período 1999:01-2011:01 y construimos los índices para el tipo de cambio dólar estadounidense/euro y para los tipos de interés a corto plazo de Estados Unidos y la Zona Euro. Una vez estos índices son contruidos, calculamos los diferenciales de los tipos de interés a corto plazo entre Estados Unidos y la UEM (DIF_{st}).

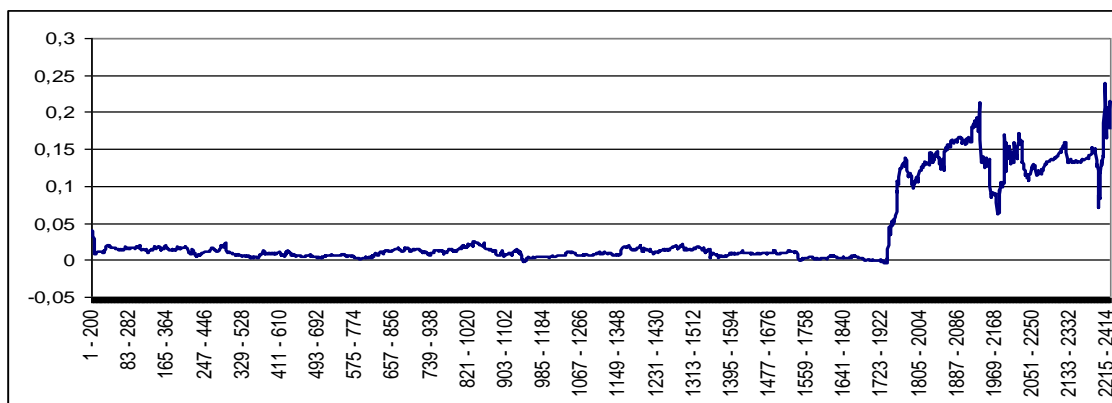
Como puede apreciarse en los Cuadros 1. 1 y 1. 2, los resultados de los contrastes de DFA y de KPSS sugieren que estas series temporales son integradas de orden uno $[I(1)]$. Respecto a la posible cointegración entre el tipo de cambio y el diferencial del tipo de interés a corto plazo, los resultados recogidos en el Cuadro 1. 3 indican la ausencia de una relación de cointegración a largo plazo entre ellos, implicando la necesidad de contrastar la causalidad de las variables en primeras diferencias, sin el término de error de corrección añadido [es decir, $\beta = 0$ en las ecuaciones (3) y (4)].

Los Paneles C y D en el Cuadro 1. 4 muestran los estadísticos EPF. Como se puede observar, el orden óptimo del retardo m de ΔS_{t-j} ($\Delta DIF_{st_{t-j}}$) cuando ΔS_t (ΔDIF_{st_t}) se regresa sobre sus propios valores pasados y una constante es uno (tres), mientras que el orden óptimo del retardo n de $\Delta DIF_{st_{t-j}}$ (ΔS_{t-j}) cuando ΔS_t (ΔDIF_{st_t}) se regresa sobre sus propios valores pasados (fijando en m el orden de los retardos), los valores pasados de $\Delta DIF_{st_{t-j}}$ (ΔS_{t-j}) y una constante es seis (uno). Además, $EPF_{\Delta S}(m, 0) > EPF_{\Delta S}(m, n)$ y $EPF_{\Delta DIF_{st}}(m, 0) < EPF_{\Delta DIF_{st}}(m, n)$, sugiriendo, nuevamente, una relación de causalidad en el sentido de Granger desde DIF_{st} hacia S , y no a la inversa. Esta conclusión se

refuerza tanto empleando los estadísticos F que contrastan la hipótesis conjunta de que todos los coeficientes retardados de ΔS_t y todos los coeficientes retardados de ΔDIF_{st} (Paneles C y D en el Cuadro 1. 4) como utilizando el contraste de Williams-Kloot (Paneles C y D en el Cuadro 1. 5).

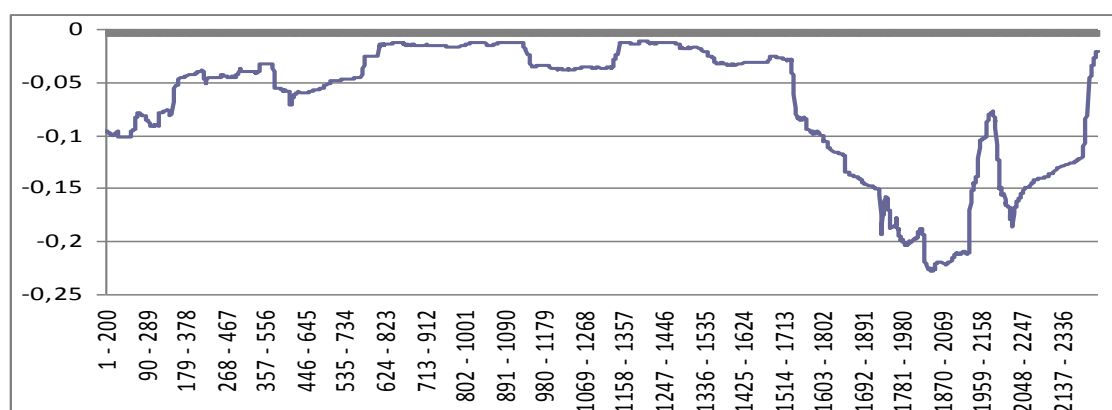
El Gráfico 1. 3 muestra los resultados de aplicar a las regresiones recursivas al contraste de causalidad de Granger desde el diferencial del tipo de interés a corto plazo entre Estados Unidos y la Zona Euro hacia el tipo de cambio dólar estadounidense/euro, mientras que el Gráfico 1. 4 presenta los resultados de evaluar de forma dinámica la causalidad en el sentido de Granger desde el tipo de cambio dólar estadounidense/euro hacia el diferencial del tipo de interés a corto plazo entre Estados Unidos y la Zona Euro. Como se puede apreciar en el Gráfico 1. 4, la diferencia entre los estadísticos $EPF_{\Delta DIF_{st}}(m, 0)$ y $EPF_{\Delta DIF_{st}}(m, n)$ es siempre negativa, indicando nuevamente, que S no causa en el sentido de Granger a DIF_{st} . Por el contrario, la diferencia entre los estadísticos $EPF_{\Delta S}(m, 0)$ y $EPF_{\Delta S}(m, n)$ presentada en el Gráfico 1. 3 es positiva la mayor parte del tiempo, aportando así evidencia adicional a los resultados previamente obtenidos en los que se afirma que DIF_{st} causa en el sentido de Granger a S . Las únicas dos excepciones se corresponden con el subperíodo inmediatamente posterior a la decisión de incrementar los tipos de interés por parte del Banco Central Europeo en otros 25 puntos básicos adoptada por el Consejo de Gobierno el 3 de agosto de 2006 y con las fluctuaciones registradas en el tipo de cambio dólar estadounidense/euro desde mayo hasta la mitad de agosto de 2007, cuando los participantes del mercado revisaron las fortalezas relativas asociadas a los ciclos económicos de las dos economías.

Gráfico 1. 3: Resultados de las regresiones recursivas cuando se contrasta la causalidad desde DIF_{st} a S : dólar estadounidense/euro



Nota: Diferencia entre los estadísticos $EPF_{\Delta S}(m, 0)$ y $EPF_{\Delta S}(m, n)$ para cada regresión recursiva usando una ventana de 200 observaciones.

Gráfico 1. 4: Resultados de las regresiones recursivas cuando se contrasta la causalidad desde S to DIF_{st} : dólar estadounidense/euro



Nota: Diferencia entre los estadísticos $EPF_{\Delta DIF_{st}}(m, 0)$ y $EPF_{\Delta DIF_{st}}(m, n)$ para cada regresión recursiva con una ventana de 200 observaciones.

1. 4. 2. Otros tipos de cambio

Con el fin de evaluar en mayor profundidad la robustez de nuestros resultados, se analiza en esta sección otros pares de monedas y países. Teniendo en cuenta la información proporcionada por la última encuesta trienal elaborada por el Banco de Pagos Internacionales (2013) en la cual se afirma que las cuatro monedas más intercambiadas en los mercados de divisas en el 2013 fueron, en este orden, el dólar estadounidense (87% del total), el euro (33,4%), el yen japonés (23%) y la libra

esterlina (11,8%)³, se examinan los casos de los tipos de cambio yen japonés/euro y libra esterlina/euro, usando tanto los tipos de interés a corto como a largo plazo.

Los tipos de cambio se han tomado del repositorio de datos estadísticos del Banco Central Europeo y los tipos de interés se han obtenido de las páginas web del Ministerio de Finanzas japonés y del Banco de Inglaterra. Al igual que en la sección anterior, utilizamos los tipos de interés de los préstamos interbancarios a tres meses como variable aproximativa para los tipos de interés a corto plazo y los rendimientos de los bonos del gobierno a diez años como una aproximación de los tipos de interés a largo plazo y construimos los índices abarcando el período 1999:01-2011:01.

Analizando el caso de Japón/UEM, los resultados mostrados en los Cuadros 1. 6 y 1. 7 sugieren que las series son I(1). Los resultados del contraste de cointegración indican que no existe evidencia empírica para afirmar que las variaciones en el tipo de cambio yen japonés/euro a lo largo del tiempo sean explicadas ni por el diferencial del tipo de interés a corto ni a largo plazo entre Japón y la Zona Euro (Cuadro 1. 8), esta conclusión nos conduce una vez más a contrastar la causalidad en primeras diferencias de las variables, sin el término de corrección del error añadido [es decir, $\beta = 0$ en las ecuaciones (3) y (4)].

Cuadro 1. 6: Contraste de Dickey-Fuller Aumentado para raíces unitarias: yen japonés/euro

Panel A: I (2) versus I (1)			
	τ_{τ}	τ_{μ}	τ
ΔS	-54,0275*	-54,6340*	-54,6602*
ΔDIF_{lt}	-49,6178*	-49,6258*	-49,6085*
ΔDIF_{st}	-30,8235*	-30,8220*	-30,8290*
Panel B: I (1) versus I (0)			
	τ_{τ}	τ_{μ}	τ
S	-1,3791	-1,3939	-0,5694
DIF_{lt}	-1,3721	-1,6291	0,2929
DIF_{st}	-1,3933	-1,6386	-1,2464

³ Debido a que cada transacción involucra a dos monedas, la suma de los porcentajes suma un 200%.

Notas: El estadístico DFA es un contraste para evaluar la hipótesis nula de una raíz unitaria. τ_τ , τ_μ y τ denota los estadísticos de DFA con constante y tendencia, con constante, y sin constante, respectivamente. * denota significatividad al nivel del 1%.

Cuadro 1. 7: Contraste KPSS para la estacionariedad: yen japonés/euro

Panel A: I (1) versus I (2)		
	τ_τ	τ_μ
ΔS	0,1547	0,1822
ΔDIF_{lt}	0,0271	0,0332
ΔDIF_{st}	0,0911	0,1506
Panel B: I (0) versus I (1)		
	τ_τ	τ_μ
S	0,8406*	2,6970*
DIF_{lt}	0,4379*	5,1766*
DIF_{st}	0,6622*	4,3039*

Notas: El estadístico KPSS es un contraste para evaluar la hipótesis nula de estacionariedad. τ_τ y τ_μ denota el estadístico de ADF con constante y tendencia, y únicamente con constante, respectivamente. * denota significatividad al nivel del 1%.

Cuadro 1. 8: Contraste de cointegración: yen japonés/euro

Diferencial del tipo de interés a largo plazo	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 5
Ninguno	3,9557 (0,7173)	6,1668 (0,9426)	4,8426 (0,8253)	14,1991 (0,6419)	13,9170 (0,1894)
Al menos uno	0,0152 (0,9197)	2,2243 (0,7327)	2,1518 (0,1424)	2,2627 (0,9503)	1,9903 (0,1583)
Diferencial del tipo de interés a corto plazo	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 5
Ninguno	3,8540 (0,7318)	15,3109 (0,2091)	5,2437 (0,7245)	15,3035 (0,6691)	17,6339 (0,1916)
Al menos uno	0,1999 (0,7103)	1,8906 (0,7994)	1,8237 (0,1769)	2,1485 (0,9588)	1,7055 (0,1466)

Notas: Examinamos los cinco casos determinísticos con tendencia considerados por Johansen (1995, p. 80–84):

- Caso 1. Los datos en niveles no presentan tendencia determinista y las ecuaciones de cointegración no presentan constante.
- Caso 2. Los datos en niveles no presentan tendencia determinista y las ecuaciones de cointegración presentan constante.
- Caso 3. Los datos en niveles presentan tendencia lineal pero las ecuaciones de cointegración presentan sólo constante.
- Caso 4. Los datos en niveles y las ecuaciones de cointegración presentan tendencia lineal.
- Caso 5. Los datos en niveles tienen tendencia cuadrática y las ecuaciones de cointegración presentan tendencia lineal.

Los paréntesis son utilizados para indicar los p -valores.

El Cuadro 1. 9 presenta los estadísticos EPF. Como puede observarse, obtenemos nuevamente evidencia empírica de causalidad en el sentido de Granger unidireccionalmente desde el diferencial del tipo de interés entre Japón y la Zona Euro hacia el tipo de cambio yen japonés/euro, tanto para los diferenciales de tipos de interés a corto como a largo plazo. Esta conclusión se ve reforzada por los resultados de los estadísticos F tal y como se observa en el Cuadro 1. 9 y por los obtenidos para el contraste de Williams-Kloot mostrados en el Cuadro 1. 10.

Cuadro 1. 9: Estadísticos EPF: yen japonés/euro

Panel A: DIF_{lt} causa en el sentido de Granger a S					
$EPF_{\Delta S}(m,0)$	m	$EPF_{\Delta S}(m,n)$	n	Estadístico F	Comentario
0,6359	1	0,6344	3	4,8303*	Causalidad: $DIF_{lt} \rightarrow S$
Panel B: S causa en el sentido de Granger a DIF_{lt}					
$EPF_{\Delta DIF_{lt}}(m,0)$	m	$EPF_{\Delta DIF_{lt}}(m,n)$	n	Estadístico F	Comentario
3,0072	6	3,0080	2	1,9433	No causalidad: $S \rightarrow DIF_{lt}$
Panel C: DIF_{st} causa en el sentido de Granger a S					
$EPF_{\Delta S}(m,0)$	m	$EPF_{\Delta S}(m,n)$	n	Estadístico F	Comentario
0,8032	1	0,8001	2	5,7707*	Causalidad: $DIF_{st} \rightarrow S$
Panel D: S causa en el sentido de Granger a DIF_{st}					
$EPF_{\Delta DIF_{st}}(m,0)$	m	$EPF_{\Delta DIF_{st}}(m,n)$	n	Estadístico F	Comentario
70,1013	4	70,1547	1	0,3439	No causalidad: $S \rightarrow DIF_{st}$

Nota: * denota significatividad al nivel del 1%.

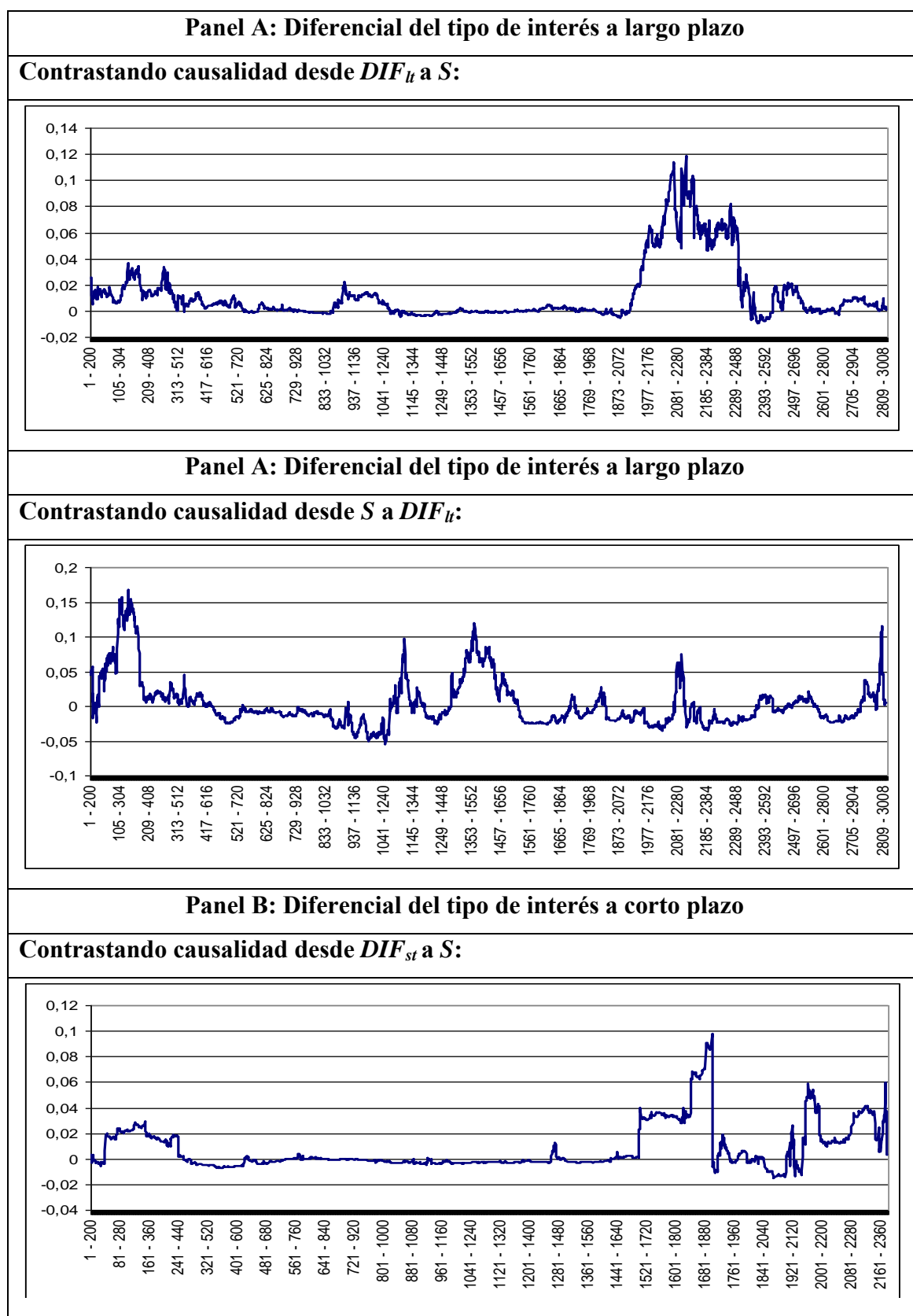
Cuadro 1. 10: Contraste de Willian-Kloot: yen japonés/euro

Panel A: $DIF_{lt} \rightarrow S$		
	Estadístico t	p -valor
	-4,9842*	0,0000
Panel B: $S \rightarrow DIF_{lt}$		
	Estadístico t	p -valor
	0,5048	0,7387
Panel C: $DIF_{st} \rightarrow S$		
	Estadístico t	p -valor
	-4,7731*	0,0000
Panel D: $S \rightarrow DIF_{st}$		
	Estadístico t	p -valor
	1,6833	0,3357

Nota: * denota significatividad al nivel del 1%.

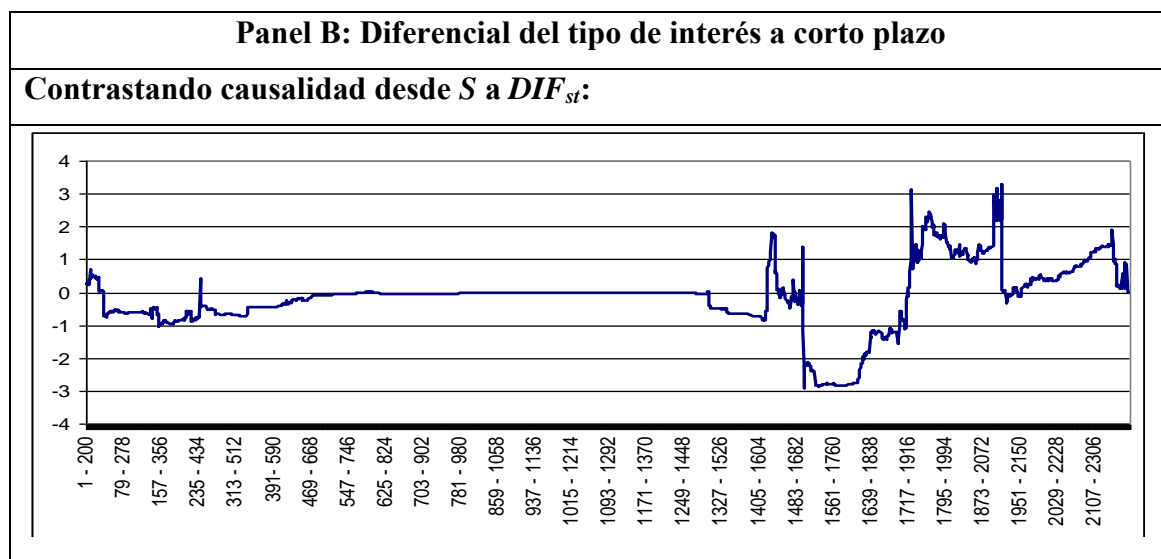
Para analizar la posible naturaleza dinámica en la relación de causalidad en el sentido de Granger, el Gráfico 1. 5 presenta los resultados de las regresiones recursivas, tanto para los diferenciales del tipo de interés a corto plazo como a largo plazo entre Japón y la UEM. Como puede apreciarse, se obtiene evidencia adicional a la conclusión obtenida previamente en la que se afirmaba una relación de causalidad en el sentido de Granger de ambos DIF_{lt} y DIF_{st} hacia S , ya que la mayor parte del tiempo la diferencia de los estadísticos EPF es positiva. Por otra parte, detectamos subperíodos en los cuales hay evidencia de una relación de causalidad transitoria desde S hacia DIF_{lt} y DIF_{st} .

Gráfico 1. 5: Resultados de las regresiones recursivas cuando se contrasta la causalidad: yen japonés/euro



Nota: Los estadísticos EPF para cada regresión recursiva usando una ventana de 200 observaciones.

Gráfico 1. 5: Resultados de las regresiones recursivas cuando se contrasta la causalidad: yen japonés/euro (continuación)



Nota: Los estadísticos EPF para cada regresión recursiva usando una ventana de 200 observaciones.

Para el caso Reino Unido/UEM, los resultados mostrados en los Cuadros 1. 11 y 1. 12 sugieren que las series son integradas de orden uno, mientras que el Cuadro 1. 13 indica que no existe ninguna relación de cointegración que relacione el tipo de cambio de la libra esterlina/euro ni con el diferencial de tipo de interés del largo ni del corto plazo para el Reino Unido y la Zona Euro, imponiéndose una vez más, la necesidad de contrastar la causalidad en primeras diferencias entre las variables, sin añadir el término de corrección del error [es decir, $\beta = 0$ en las ecuaciones (3) y (4)].

Cuadro 1. 11: Contraste de Dickey-Fuller Aumentado para raíces unitarias: libra esterlina/euro

Panel A: I (2) versus I (1)			
	τ_τ	τ_μ	τ
ΔS	-39,7312*	-39,7132*	-39,7118*
ΔDIF_{lt}	-51,9394*	-51,9430*	-51,9358*
ΔDIF_{st}	-34,2440*	-34,2501*	-34,2544*
Panel B: I (1) versus I (0)			
	τ_τ	τ_μ	τ
S	-2,9690	-0,7012	0,5585
DIF_{lt}	-2,6634	-0,7466	-0,0271
DIF_{st}	-1,6850	-1,5271	-0,6744

Notas: El estadístico DFA es un contraste para evaluar la hipótesis nula de una raíz unitaria. τ_τ , τ_μ y τ denota los estadísticos de DFA con constante y tendencia, con constante, y sin constante, respectivamente. * denota significatividad al nivel del 1%.

Cuadro 1. 12: Contraste KPSS para estacionariedad: libra esterlina/euro

Panel A: I (1) versus I (2)		
	τ_τ	τ_μ
ΔS	0,0600	0,2081
ΔDIF_{lt}	0,0450	0,0737
ΔDIF_{st}	0,1464	0,1653
Panel B: I (0) versus I (1)		
	τ_τ	τ_μ
S	0,8867*	5,0794*
DIF_{lt}	0,2240*	6,0294*
DIF_{st}	0,3993*	0,8811*

Notas: El estadístico KPSS es un contraste para evaluar la hipótesis nula de estacionariedad. τ_τ y τ_μ denota el estadístico de ADF con constante y tendencia, y únicamente con constante, respectivamente. * denota significatividad al nivel del 1%.

Cuadro 1. 13: Contraste de cointegración: libra esterlina/euro

Diferencial del tipo de interés a largo plazo	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 5
Ninguno	2,3504 (0,9202)	8,7387 (0,7604)	7,4830 (0,5222)	22,3031 (0,1306)	15,1231 (0,1811)
Al menos uno	0,6393 (0,4845)	1,3328 (0,9022)	0,0796 (0,7778)	7,3990 (0,3047)	3,8431 (0,1466)
Diferencial del tipo de interés a corto plazo	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 5
Ninguno	2,5963 (0,8950)	4,9751 (0,9820)	4,4720 (0,8620)	13,4504 (0,7025)	11,5102 (0,3468)
Al menos uno	0,3683 (0,6069)	0,9684 (0,9555)	0,5280 (0,4675)	3,9425 (0,7504)	3,2077 (0,1724)

Notas: Examinamos los cinco casos determinísticos con tendencia considerados por Johansen (1995, p. 80–84):

- Caso 1. Los datos en niveles no presentan tendencia determinista y las ecuaciones de cointegración no presentan constante.
- Caso 2. Los datos en niveles no presentan tendencia determinista y las ecuaciones de cointegración presentan constante.
- Caso 3. Los datos en niveles presentan tendencia lineal pero las ecuaciones de cointegración presentan sólo constante.
- Caso 4. Los datos en niveles y las ecuaciones de cointegración presentan tendencia lineal.
- Caso 5. Los datos en niveles tienen tendencia cuadrática y las ecuaciones de cointegración presentan tendencia lineal.

Los paréntesis son utilizados para indicar los p -valores.

El Cuadro 1. 14 muestra los estadísticos EPF. A pesar de que obtenemos evidencia empírica de una relación de causalidad en el sentido de Granger desde el diferencial del tipo de interés a largo plazo entre el Reino Unido y la UEM hacia el tipo de cambio libra esterlina/euro y no a la inversa, también se detecta la existencia de una relación de causalidad bidireccional entre el tipo de cambio libra esterlina/euro y el diferencial del tipo de interés a corto plazo entre el Reino Unido y la Zona Euro. Estas conclusiones son además reforzadas tanto por los estadísticos F mostrados en el Cuadro 1. 14 como por el contraste de Williams-Kloot en el Cuadro 1. 15.

Cuadro 1. 14: Estadísticos EPF: libra esterlina/euro

Panel A: DIF_{lt} causa en el sentido de Granger a S					
$EPF_{\Delta S}(m,0)$	m	$EPF_{\Delta S}(m,n)$	n	Estadístico F	Comentario
0,3320	2	0,3312	3	21,1160*	Causalidad: $DIF_{lt} \rightarrow S$
Panel B: S causa en el sentido de Granger a DIF_{lt}					
$EPF_{\Delta DIF_{lt}}(m,0)$	m	$EPF_{\Delta DIF_{lt}}(m,n)$	n	Estadístico F	Comentario
2,9505	2	2,9525	1	0,3358	No causalidad: $S \rightarrow DIF_{lt}$
Panel C: DIF_{st} causa en el sentido de Granger a S					
$EPF_{\Delta S}(m,0)$	m	$EPF_{\Delta S}(m,n)$	n	Estadístico F	Comentario
0,4109	1	0,4097	4	4,1744*	Causalidad: $DIF_{st} \rightarrow S$
Panel D: S causa en el sentido de Granger a DIF_{st}					
$EPF_{\Delta DIF_{st}}(m,0)$	m	$EPF_{\Delta DIF_{st}}(m,n)$	n	Estadístico F	Comentario
5,5133	5	5,4801	2	8,8759*	Causalidad: $S \rightarrow DIF_{st}$

Nota: * denota significatividad al nivel del 1%.

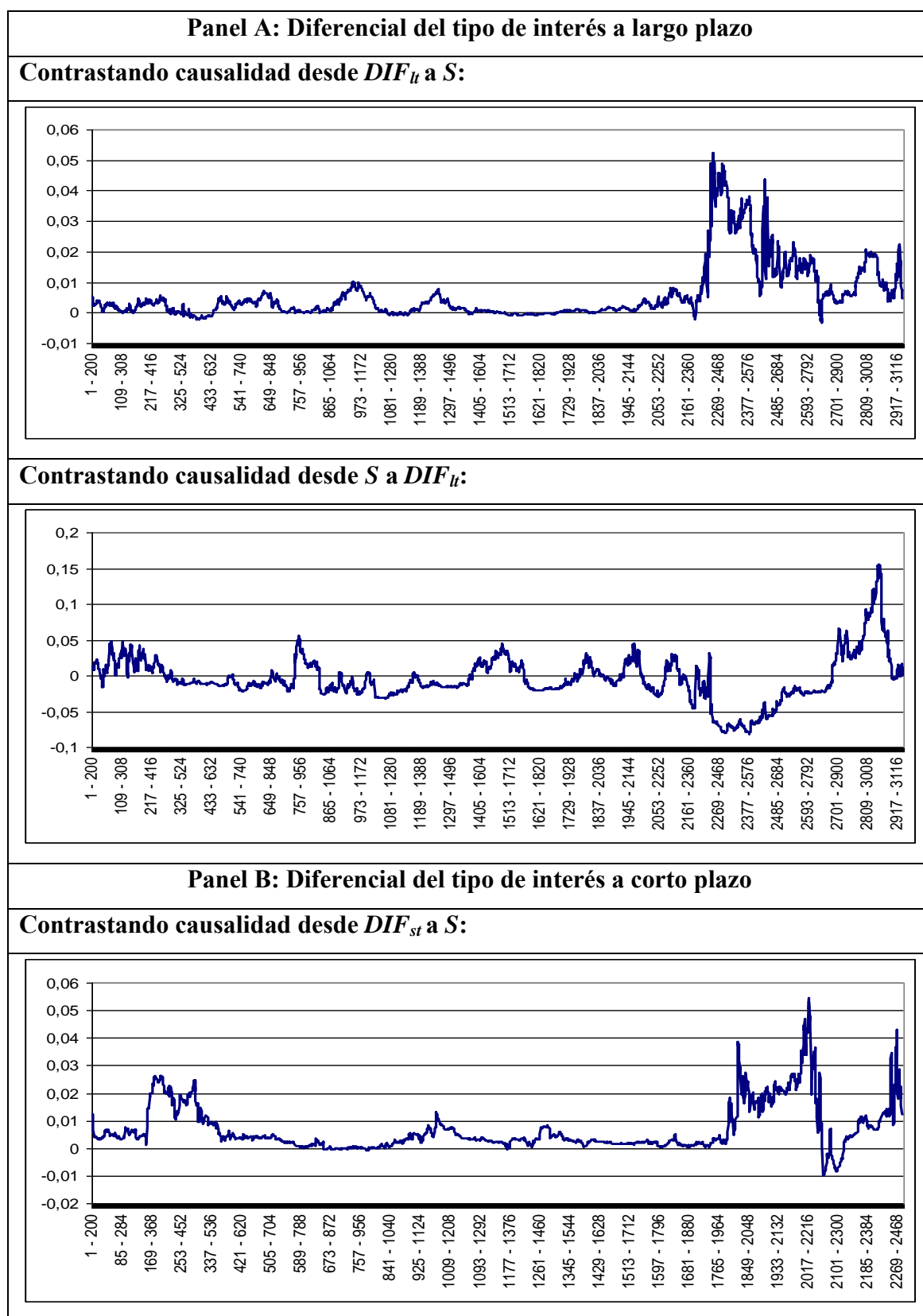
Cuadro 1. 15: Contraste de Willian-Kloot: libra esterlina/euro

Panel A: $DIF_{lt} \rightarrow S$		
	Estadístico t	p -valor
	-3,9568*	0,0000
Panel B: $S \rightarrow DIF_{lt}$		
	Estadístico t	p -valor
	0,7088	0,9000
Panel C: $DIF_{st} \rightarrow S$		
	Estadístico t	p -valor
	-3,1166*	0,0000
Panel D: $S \rightarrow DIF_{st}$		
	Estadístico t	p -valor
	-3,0590*	0,0000

Nota: * denota significatividad al nivel del 1%.

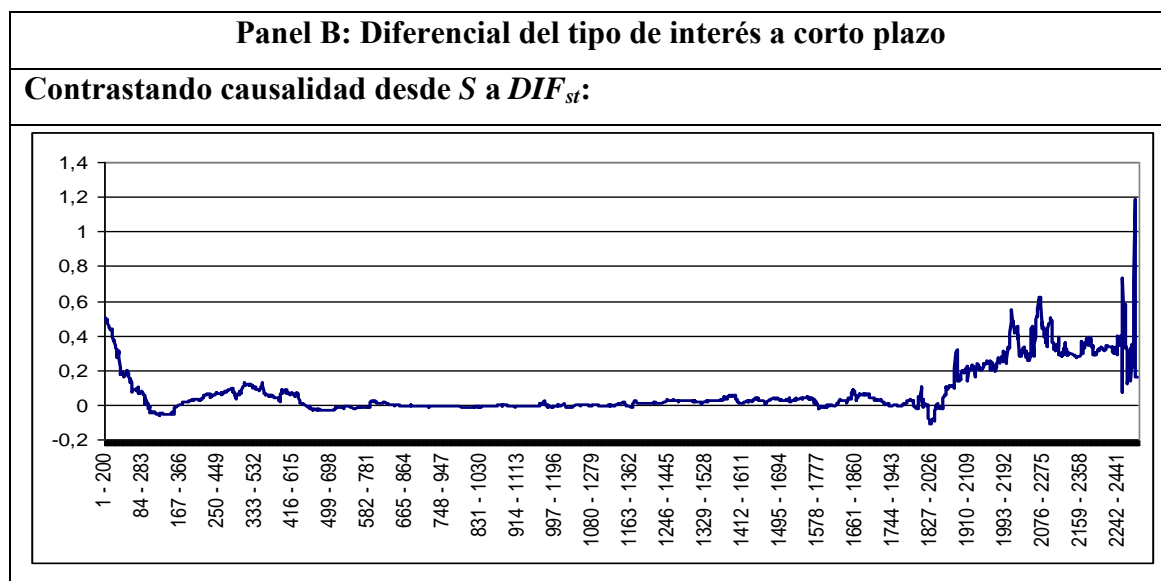
Finalmente, el Gráfico 1. 6 presenta los resultados de las regresiones recursivas para el diferencial del tipo de interés tanto a corto como a largo plazo para el Reino Unido y la UEM. La diferencia de los estadísticos EPF es positiva cuando se contrasta la causalidad en el sentido de Granger desde DIF_{lt} y DIF_{st} hacia S , aportando evidencia adicional a nuestros resultados previos, mientras que la evidencia previa de causalidad desde S hacia DIF_{st} parece ser apoyada por las regresiones recursivas para algunos episodios cortos de tiempo al comienzo y al final de la muestra.

Gráfico 1. 6: Resultados de las regresiones recursivas cuando se contrasta la causalidad: libra esterlina/euro



Nota: Los estadísticos EPF para cada regresión recursiva usando una ventana de 200 observaciones.

Gráfico 1. 6: Resultados de las regresiones recursivas cuando se contrasta la causalidad: libra esterlina/euro (continuación)



Nota: Los estadísticos EPF para cada regresión recursiva usando una ventana de 200 observaciones.

1. 5. Conclusiones

Este trabajo representa un intento para examinar la relación causal entre los tipos de cambios y los tipos de interés a largo plazo, contribuyendo a la creciente literatura sobre los determinantes empíricos de las fluctuaciones en los tipos de cambio. Para ello, inicialmente analizamos datos para el tipo de cambio dólar estadounidense/euro y para el diferencial de los rendimientos de los bonos a diez años entre Estados Unidos y la Zona Euro abarcando el período 1999:01-2011:01.

En lugar de centrarse en los modelos estructurales de PDI, este trabajo considera la relación causal entre los tipos de interés y los tipos de cambio. Nos centramos en la causalidad dada la relevancia en la literatura econométrica para determinar la importancia de la interacción entre dos series. Para ello, llevaremos a cabo un procedimiento secuencial para caracterizar la relación empírica entre los tipos de cambio y los diferenciales de los tipos de interés. En particular, usamos el contraste de Hsiao (1981) para analizar la causalidad en el sentido de Granger para evaluar si los tipos de interés aportan información relevante para explicar la evolución de los tipos de cambio o si por el contrario sucede lo contrario.

Nuestros resultados sugieren que, a pesar de la ausencia de una relación de largo plazo entre ambas variables, el test de causalidad de Granger revela una relación de corto plazo entre las mismas: el tipo de cambio nominal dólar estadounidense/euro aparece como una variable que causa en el sentido de Granger al diferencial del tipo de interés a largo plazo entre Estados Unidos y la Zona Euro, pero no a la inversa.

Las conclusiones son robustas y consistentes tanto para diferentes países como para distintos tipos de interés. En particular, obtenemos resultados similares para el tipo de cambio dólar estadounidense/euro y el diferencial de tipo de interés a corto plazo entre Estados Unidos y la Zona Euro, para el tipo de cambio yen japonés/euro y el diferencial del tipo de interés tanto a corto como a largo plazo entre Japón y la UEM, y para el tipo de cambio libra esterlina/euro y el diferencial de los tipos de interés a largo plazo entre el Reino Unido y la Zona Euro. Sin embargo, detectamos una relación bidireccional de causalidad en el sentido de Granger entre el tipo de cambio libra esterlina/euro y el diferencial de tipos de interés a corto plazo entre el Reino Unido y la UEM.

En resumen, nuestros resultados coinciden con otros obtenidos por Kohler (2010), quien argumenta que los diferenciales de tipos de interés explican más de las fluctuaciones cambiarias en la crisis actual que en el pasado. Esto probablemente refleja cambios estructurales en los determinantes de la dinámica del tipo de cambio tales como el incremento del papel de la actividad comercial (incluyendo la toma de posiciones en moneda con un tipo de interés bajo e inversiones de ellos en moneda con altos tipos de interés) y una reestructuración mundial de las carteras⁴.

⁴ Véase King y Rime (2010) y Gyntelberg y Schrimpf (2011) para un análisis de la creciente importancia de las estrategias automáticas en los mercados de divisas.

Referencias

Akaike, H. (1969): Fitting autoregressive models for regression, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **21**, 243-247.

Alexius, A. (2001): Uncovered interest parity revisited, *Review of International Economics*, **9**, 505–517.

Bank for International Settlements (2013): Triennial Central Bank Survey Foreign exchange turnover en April 2013: Preliminary global results, Basel: Bank for International Settlements. Disponible en <http://www.bis.org/press/p130905.htm>.

Bekaert, G., Wei M. y Xing Y. (2007): Uncovered interest rate parity and the term structure, *Journal of International Money and Finance*, **26**, 1038-1069.

Campbell, J. Y. y Clarida, R. M. (1987): The dollar and real interest rates, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, **27**, 103-140.

Carrión-i-Silvestre, J. L., Sansó-i-Roselló, A. y Ortuño, M. A. (2001): Unit root and stationarity tests' wedding, *Economics Letters*, **70**, 1–8.

Chinn, M. D. (2005): The (partial) rehabilitation of interest rate parity in the floating rate era: longer horizons, alternative expectations, and emerging markets, *Journal of International Money and Finance*, **25**, 7-21.

Chinn, M. y Meredith, G. (2004): Monetary policy and long-horizon uncovered interest parity, *IMF Staff Papers*, **51**, 409–430.

Engel, C. (1996): The forward discount anomaly and the risk premium: a survey of recent evidence, *Journal of Empirical Finance*, **3**, 123–192.

Flood, R. P. y Taylor, M. P. (1996): Exchange rate economics: what's wrong with the conventional macro approach?, en: J. Frankel, G. Galli y A. Giovanni (Eds.), *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, Chicago, pp. 262–301.

Granger, C. W. J. (1969): Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, **37**, 24-36.

Hakkio, C. S. y Rush, M. (1991): Cointegration: how short is the long run?, *Journal of International Money and Finance*, **10**, 571-581.

Hendry, D. F. y Mizon, G. E. (1999): The pervasiveness of Granger causality in econometrics, en R. F. Engle y H. White (Eds.), *Cointegration, Causality, and Forecasting. A Festschrift in Honour of Clive W. J. Granger*, Oxford University Press, Oxford, pp. 102-134.

Hsiao, C. (1981): Autoregressive modelling and money-income causality detection, *Journal of Monetary Economics*, **7**, 85–106.

Johansen, S. (1991): Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, **59**, 1551–1580.

Johansen, S. (1995): *Likelihood-based Inference on Cointegrated Vectors Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.

Kohler, M. (2010): Exchange rates during financial crises, *Bank of International Settlements Quarterly Review*, **March**, 39–50.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992): Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics*, **54**, 159–178.

Meese, R. y Rogoff, K. (1988): Was it real? The exchange rate-interest differential relation over the modern floating-rate period, *Journal of Finance*, **43**, 933-948.

Thornton, D. L. y Batten, D. S. (1985): Lag-length selection and tests of Granger causality between money and income, *Journal of Money, Credit, and Banking*, **27**, 164-178.

Toda, H. Y. y Yamamoto, T. (1995): Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes, *Journal of Econometrics*, **66**, 225-250.

Williams, E. J. (1959): *Regression Analysis*, New York, Wiley.

Capítulo 2:

LA CAPACIDAD PREDICTIVA Y CONSISTENCIA DE LAS EXPECTATIVAS DEL TIPO DE CAMBIO: LA ENCUESTA DE PWC

2. 1. Introducción

2. 2. Datos de la encuesta

2. 3. Análisis de la precisión predictiva

2. 4. Análisis de la consistencia de las expectativas

2. 5. Conclusiones

Referencias

2. 1. Introducción

Los mercados de divisas constituyen uno de los mayores mercados financieros en el mundo, no sólo por su volumen de operaciones diarios, sino también por su impacto en el comportamiento de otros mercados como en los activos financieros o en el de bienes y servicios. Teniendo en cuenta el elevado desarrollo y el importante volumen de negocios que caracterizan a los mercados de divisas, habitualmente se supone que la determinación del precio en estos mercados refleja plenamente toda la información disponible, implicando por tanto que las expectativas de los participantes del mercado deberían de ser racionales y consistentes, por lo que deberían proporcionar predicciones insesgadas y eficientes. Dicho de otra manera, las expectativas de los agentes económicos serían consideradas como un indicador de la evolución futura de los tipos de cambio por parte del sector privado, estimándose una herramienta sumamente eficaz con la finalidad de evaluar la credibilidad⁵ de la política cambiaria.

El problema básico del enfoque de las predicciones de las expectativas es cómo descubrir las expectativas de los participantes del mercado, ya que esta variable se considera latente al no poder ser observada directamente. Para resolver este inconveniente, frecuentemente se acude a los métodos directos de medición de expectativas, que se basan en algún tipo de encuesta en la cual se les pregunta a una submuestra de la población con la finalidad de que revelen sus expectativas personales.

Aunque se ha discutido la racionalidad de las predicciones procedentes de las encuestas (Croushore, 1998), dichas generalmente son aceptadas, especialmente si las predicciones son realizadas por profesionales. De hecho, existen numerosos estudios empíricos que demuestran que aquellos agentes económicos que no tienen experiencia en términos de predicción económica, se guían por las predicciones realizadas por economistas profesionales (véanse por ejemplo Carroll, 2003 y Döepke *et al.* 2008). Ang *et al.* (2007) argumentan que la mejora de las predicciones de las encuestas podría

⁵ Véase por ejemplo, Bernanke *et al.* (2001), un trabajo en el cual se analiza cómo el comportamiento de las expectativas, en su caso de inflación, inferidas de una encuesta puestas en relación con el objetivo de inflación del banco central, pueden proporcionar información relevante sobre la credibilidad de la política monetaria.

estar relacionada con el hecho de que las encuestas simplemente agregan información a partir de numerosas fuentes, de modo que no se ven influenciadas por los supuestos y limitaciones de un único modelo.

Entre los trabajos recientes en esta área cabe destacar a Karpf (2013) que investiga si la formación de expectativas de inflación individuales está sesgada hacia un consenso y por tanto está sujeto a algún tipo de comportamiento en manada, presentando evidencia en contra de esta hipótesis basada en el caso francés. Por su parte, Andrade *et al.* (2013), al estudiar las predicciones de las principales variables macroeconómicas realizadas por analistas profesionales detectan un notable desacuerdo en todos los horizontes, incluyendo el muy largo plazo, sugiriendo un modelo con información ruidosa y cambios en las creencias de largo plazo coherentes con estos hechos estilizados. Jain (2013) examina la persistencia de la inflación en Estados Unidos utilizando la Encuesta a Expertos en Previsión Económica (*Survey of Professional Forecasters*), concluyendo que dicha persistencia ha ido cambiando con el tiempo, sobre todo desde mediados de la década de 1990. Nason y Smith (2014) analizan las previsiones sobre inflación de expertos estadounidenses en un intento de dilucidar si son consistentes con la hipótesis de expectativas racionales o con la de expectativas adaptativas, encontrando considerable evidencia de persistencia y alguna evidencia de información pegajosa (*sticky information*). Por último, Ueno (2014) examina la formación de expectativas de inflación de los hogares japoneses mediante el uso de un conjunto de datos a nivel micro y observa que las expectativas de inflación están sesgadas al alza de manera estable y se distribuyen de forma dispersa.

Respecto al uso de encuestas para analizar las expectativas en los tipos de cambio, cabe señalar el trabajo de Echavarría y Villamizar (2012) quienes, sobre la base de la encuesta de expectativas realizada mensualmente por el Banco Central de Colombia durante el período de octubre 2003 a agosto 2012, concluyen que las revaluaciones cambiarias fueron seguidas generalmente por las expectativas de una mayor revalorización en el corto plazo (1 mes), pero por las expectativas de devaluación en el largo plazo (1 año), y que las expectativas son estabilizadoras, tanto a corto como a largo plazo. Asimismo, Pierdzioch *et al.* (2012) ofrecen evidencia empírica favorable a

la existencia de un comportamiento anti-manada (antiherding behavior) en la formación de expectativas sobre el tipo de cambio en los mercados emergentes de Asia, Europa y América del Sur, utilizando respuestas de encuestas de operadores en dichos mercados. MacDonald y Nagayasu (2013) usando encuestas sobre expectativas evalúan las características y evolución de los errores de predicción para el tipo de cambio yen/dólar, concluyendo que, dentro del mismo horizonte, las predicciones son homogéneas entre los diferentes tipos de sectores, pero dentro del mismo sector las predicciones del tipo de cambio varían con el horizonte de predicción, tendiendo a infravalorar el tipo de cambio futuro para horizontes de predicción a largo plazo, en tanto que en el corto plazo tienden a sobrevalorarlo. Por su parte, Değerli y Fendoğlu (2013) evalúan el efecto de medidas de política no convencionales sobre la volatilidad cambiaria, ofreciendo evidencia empírica a favor de que dichas medidas, a través de su impacto en las expectativas de los agentes, ayudan a contener las fluctuaciones excesivas del tipo de cambio y a amortiguar la economía ante las grandes oscilaciones de los factores externos. Por último, Pancotto *et al.* (2013), sobre la base de una encuesta sobre cinco tipos de cambio bilaterales proporcionan evidencia empírica consistente con el comportamiento irracional, en el sentido de que responden incorrectamente a la información disponible en el mercado a la hora de formar sus predicciones.

En este capítulo examinamos la capacidad predictiva y las propiedades de consistencia de las expectativas del tipo de cambio dólar estadounidense-euro basadas en una encuesta trimestral realizada por la sucursal española de PricewaterhouseCoopers (PwC). La muestra objeto de estudio consiste en 34 encuestas que abarcan el período comprendido entre el cuarto trimestre de 2001 y el segundo trimestre de 2011.

Este capítulo se organiza de la siguiente manera. En la Sección 2. 2 se describen los datos. En la Sección 2. 3, se analiza la capacidad predictiva de la encuesta. La Sección 2. 4 examina las propiedades de consistencia del proceso de formación de expectativas del tipo de cambio tanto a corto como a largo plazo. Finalmente, la Sección 2. 5 ofrece algunas consideraciones finales.

2. 2. Datos de la encuesta

Desde 1999, la sucursal española de PwC viene llevando a cabo una encuesta trimestral sobre la situación económica española. Una de las preguntas de dicha encuesta se refiere a las expectativas sobre el tipo de cambio para el caso dólar estadounidense/euro. En la última semana anterior a la finalización del trimestre, se pregunta a los participantes de la encuesta por sus expectativas sobre el tipo de cambio para los 3 y 9 meses siguientes o bien por sus expectativas para los próximos 6 y 12 meses. Las fechas exactas en las cuales se ha realizado la encuesta quedan registradas en las encuestas. Se ha incluido en la base de datos el tipo de cambio al contado para los horizontes temporales a 3, 6, 9 y 12 meses tomados del repositorio de datos estadísticos del Banco Central Europeo.

La encuesta de PwC se basa en la opinión de un panel de expertos y empresarios. Los miembros del panel cubren los siguientes sectores: empresas no financieras (una media del 30,94% de los encuestados), sistema financiero (23,75%), universidades y centros de investigación económica (22,80%), asociaciones profesionales (16,98%) e instituciones (5,73%). El número de participantes de la encuesta varía según el período temporal analizado, desde 95 personas en el tercer trimestre de 2009 hasta 161 en el cuarto trimestre de 2002, siendo 123 el número medio de participantes⁶.

Un rasgo importante del panel PwC de España es el anonimato de los encuestados. Aunque los nombres de los participantes del panel se publican en cada encuesta, no es posible conocer las respuestas concretas de cada persona en concreto, por lo cual el investigador no puede seguir las predicciones de un panelista particular a lo largo del tiempo. Sin embargo, este anonimato podría incentivar a que los participantes ofrezcan sus mejores predicciones, sin miedo a las consecuencias de cometer errores.

⁶ Esta encuesta ha sido utilizada por Ramos-Herrera y Sosvilla-Rivero (2013) para evaluar la capacidad de predicción, las propiedades de consistencia y las posibles fuerzas impulsoras de las expectativas de inflación.

Nos concentramos en las predicciones a un horizonte de 3, 6, 9 y 12 meses hacia delante, usando 34 de las 39 encuestas disponibles⁷. En media, el número de participantes de la encuesta que respondieron a nuestra pregunta de interés fue 116, alcanzando su mínimo y máximo en el cuarto trimestre de 2002 y el tercer trimestre de 2009 con 88 y 161 personas, respectivamente.

2. 3. Análisis de la precisión predictiva

Inicialmente, se evalúa el comportamiento predictivo del panel PwC usando la raíz cuadrada del error cuadrático medio (RCECM) y el coeficiente de desigualdad de Theil. Adicionalmente, también se considera la descomposición del error cuadrático medio en su proporción de sesgo, varianza y covarianza con la finalidad de examinar, respectivamente, cuánto de lejos se encuentra la media de la predicción de la media de la serie original, cuánto de lejos se encuentra la variación de la predicción de la variación de la serie original, y cuánto de lejos es el error restante de predicción no sistemático.

El Cuadro 2. 1 muestra el comportamiento predictivo de nuestro panel para los horizontes de predicción a 3, 6, 9 y 12 meses hacia delante. Como se puede observar, la RCECM es bastante baja y se incrementa con el horizonte temporal hasta $k=9$, disminuyendo para $k=12$. Analizando el coeficiente de desigualdad de Theil, se aprecia que se encuentra siempre cerca de cero, indicando un ajuste muy aceptable. Si observamos la proporción del sesgo, teniendo en cuenta que siempre es cero, los resultados no sugieren la existencia de errores sistemáticos en las predicciones del panel PwC. La proporción de la varianza estimada indica una importante capacidad de las predicciones para replicar el grado de variabilidad del tipo de cambio, al menos para los horizontes $k=3,6$ y 9. Para estos mismos horizontes temporales, las proporciones del sesgo y varianza son pequeñas, de modo que la mayor parte del sesgo se encuentra concentrado en las proporciones de covarianza (es decir, en el error no sistemático). En otras palabras, los errores cometidos por los panelistas no son deterministas: en

⁷ No tenemos información detallada para la pregunta sobre el tipo de cambio para las encuestas correspondientes al tercer trimestre de 2007, el primer y el segundo trimestre de 2008, el segundo trimestre de 2010 y finalmente el tercer trimestre de 2011.

particular, la desviación de la predicción del tipo de cambio con respecto al verdadero valor es aleatoria.

Cuadro 2. 1: Capacidad predictiva

	RCECM	Coeficiente de Desigualdad de Theil	Proporción del Sesgo	Proporción de la Varianza	Proporción de la Covarianza
3 meses hacia delante	0,0604	0,0239	0,0000	0,0380	0,9620
6 meses hacia delante	0,0825	0,0332	0,0000	0,1550	0,8450
9 meses hacia delante	0,1005	0,0389	0,0000	0,1498	0,8502
12 meses hacia delante	0,0941	0,0714	0,0000	0,4504	0,5496

Para evaluar si el panel PwC es capaz de predecir con mayor exactitud que un paseo aleatorio la dirección de los movimientos del tipo de cambio, hemos calculado el porcentaje de las predicciones correctas. Como puede observarse en el Cuadro 2. 2, las predicciones sobre si el tipo de cambio se incrementará o reducirá para cada período de predicción, muestran un porcentaje de aciertos superior al 50%, por lo que podemos concluir que las predicciones del panel claramente superan las predicciones asociadas al camino aleatorio en los horizontes temporales $k=3$, 6 y 9.

Cuadro 2. 2: Dirección de las predicciones

3 meses hacia delante	55,56
6 meses hacia delante	62,50
9 meses hacia delante	55,56
12 meses hacia delante	50,00

Así pues, la evidencia empírica presentada en los Cuadros 2. 1 y 2. 2 sugieren que el panel PwC presenta alguna habilidad predictiva, al menos hasta 9 meses hacia delante.

Como una evaluación adicional de la precisión de las predicciones realizadas por el panel PwC, se contrasta la hipótesis de que tales predicciones sean predictores óptimos de los tipos de cambio futuros. Si las predicciones realizadas por los panelistas fuesen predictores insesgados y eficientes del tipo de cambio futuro, al realizar una regresión del tipo de cambio observado en el momento $t+k$ (S_{t+k}) sobre el tipo esperado determinado en el momento t para k -períodos hacia delante (F_{t+k}).

$$S_{t+k} = \alpha + \beta F_{t+k} + \varepsilon_{t+k}$$

debería obtenerse una constante estimada ($\hat{\alpha}$) no significativamente distinta de cero y un coeficiente estimado del tipo de cambio esperado ($\hat{\beta}$) no significativamente distinto de uno. El Cuadro 2. 3 presenta los resultados de dicha estimación y el test de Wald de la hipótesis conjunta: $H_0 : \hat{\alpha} = 0, \hat{\beta} = 1$.

Cuadro 2. 3: Optimalidad de las predicciones

	3 meses hacia delante	6 meses hacia delante	9 meses hacia delante	12 meses hacia delante
$\hat{\alpha}$	0,0688 (0,5779)	0,5646 (0,0049)	0,3204 (0,1658)	1,0268 (0,0000)
$\hat{\beta}$	0,9739 (0,0000)	0,5424 (0,0013)	0,8005 (0,0005)	0,1906 (0,1478)
Estadístico F	0,0000	0,0013	0,0004	0,1478
Test F de Wald	3,0471 (0,0756)	5,7571 (0,0150)	5,7154 (0,0134)	21,3140 (0,0001)
Número de observaciones	2075	1883	2075	1883

Nota: p -valores en paréntesis

Como se puede observar, los resultados obtenidos sugieren que podemos rechazar claramente la hipótesis nula para los horizontes temporales superiores a 3, indicando que tales predicciones son predictores sesgados e ineficientes del tipo de cambio futuro. Únicamente se encuentra evidencia empírica para no rechazar la hipótesis nula al 10%

de significación para las predicciones de 3 meses hacia delante, obteniéndose por tanto evidencia marginal de insesgadez y eficiencia.

2. 4. Análisis de la consistencia de las expectativas

De acuerdo con Froot e Ito (1989), la consistencia de las expectativas, que se formaron en el mismo momento del tiempo, prevalece si las expectativas sobre las variaciones del tipo de cambio durante períodos de tiempo posteriores más cortos y las expectativas sobre el tipo de cambio para el período completo dan el mismo resultado. Nótese que la consistencia es una condición necesaria para que las expectativas sean racionales, pero es una condición más débil que la racionalidad, ya que no se requiere que el proceso de formación de expectativas coincida con el proceso estocástico que genera el tipo de cambio efectivamente observado.

Siguiendo a Frankel y Froot (1987a, b) y a Frenkel y Rülke (2011), suponemos que los panelistas construyen sus expectativas sobre el tipo de cambio usando un modelo extrapolativo que se puede expresar, en su manera más simple, como una función retardada con un solo retardo:

$$E_{t,i}(s_{t+k}) - s_t = \alpha_k + \beta_k(s_{t-1} - s_t) + \xi_{t,i}$$

donde s_t y $E_{t,i}(s_{t+k})$ denotan el logaritmo del tipo de cambio y el logaritmo del tipo de cambio esperado por el panelista i para el momento $t+k$ realizada en la fecha t , respectivamente. El subíndice k denota el horizonte temporal y el ε el término de error. Una β_k negativa indica que una depreciación del euro durante el período precedente al momento de la predicción conduce a que los participantes del panel esperen una depreciación aún mayor para el siguiente período, siendo en este caso expectativas desestabilizadoras. Por el contrario, si β_k es positiva, indicaría que ante una depreciación del euro, los panelistas esperarían un efecto opuesto para el siguiente período, es decir, esperarían una apreciación del mismo, presentando en este caso unas expectativas estabilizadoras.

Nótese que en nuestra base de datos se recogen las expectativas de los participantes para diferentes horizontes temporales en el mismo momento del tiempo, siendo el mismo conjunto de información disponible para el agente a la hora de formar sus expectativas, por lo que nos permite estimar formalmente la ecuación anterior para cada horizonte temporal. El Cuadro 2. 4 nos muestra los resultados. Como puede apreciarse, los β_s del corto plazo son positivos, mientras que los β_s del largo plazo son negativos para ambos horizontes temporales (3 y 9 meses y 6 y 12 meses), indicando que los participantes de la encuesta forman sus expectativas estabilizadoras en el corto plazo y desestabilizadoras en el largo plazo. Este resultado sugiere que deberíamos rechazar la hipótesis nula de que las predicciones a corto plazo son consistentes con las predicciones del largo plazo. Nuestros resultados coinciden con los presentados en Frenkel y Rülke (2012), quienes detectan que los panelistas de la encuesta semianual de Wall Street Journal, realizada por expertos profesionales, esperaban un “giro” para el tipo de cambio dólar estadounidense/euro durante el período 2003-2007.

Cuadro 2. 4: Procesos de formación de expectativas

	3 meses hacia delante	9 meses hacia delante	6 meses hacia delante	12 meses hacia delante
$\hat{\alpha}$	-0,0043 (0,2576)	-0,0133 (0,0049)	-0,0009 (0,9213)	0,0152 (0,7424)
$\hat{\beta}$	0,2806 (0,0900)	-0,0420 (0,8994)	0,1325 (0,7245)	-1,5487 (0,4117)
Estadístico F	0,0900	0,8994	0,7243	0,4117
Número de observaciones	2075	2075	1883	1883

Nota: p -valores en paréntesis

2. 5. Conclusiones

La comprensión de cómo se forman las expectativas de los agentes se encuentra en el centro de un debate aún en curso en la literatura sobre si el comportamiento de negociación en los mercados especulativos desestabilizan los precios de mercado. En este capítulo se ha investigado la capacidad predictiva y las propiedades de consistencia

de las expectativas del tipo de cambio para el dólar estadounidense/euro usando una encuesta a un panel de expertos y empresarios realizada en España por PwC. Ello permite ofrecer evidencia adicional del poder explicativo de las expectativas directamente observadas a partir de encuestas.

Nuestros resultados sugieren que el panel PwC presenta alguna capacidad predictiva para los horizontes temporales desde 3 hasta 9 meses hacia delante, aunque sólo para las expectativas para 3 meses se obtiene evidencia marginal de insesgadez y eficiencia en las predicciones.

Respecto a las propiedades de consistencia del proceso de formación de las expectativas del tipo de cambio, encontramos que los participantes de la encuesta forman expectativas estabilizadoras en el corto plazo y desestabilizadoras en el largo plazo.

Referencias

- Andrade, P., Crump, R. K., Eusepi, S. y Moench, E. (2013): Noisy information and fundamental disagreement, Staff Report No. 655, Federal Reserve Bank of New York, Nueva York.
- Ang, A., Bekaert, G. y Wei, M. (2007): Do macro variables, asset markets or surveys forecast inflation better?, *Journal of Monetary Economics*, **54**, 1163-1212.
- Bernanke, B., Laubach, T., Mishkin, F. y Posen, A. (2001): *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, NJ: Princeton University Press, Princeton.
- Carroll, C. D. (2003): Macroeconomic expectations of households and professional forecasters, *Quarterly Journal of Economics*, **118**, 269-298.
- Croushore, D. (1998): Evaluating inflation forecasts, Working Paper No. 06-19, Federal Reserve Bank of Philadelphia, Filadelfia.
- Değerli, A. y Fendoğlu, S. (2013): Reserve option mechanism as a stabilizing policy tool: Evidence from exchange rate expectations, Working Paper No. 1328, Central Bank of the Republic of Turkey, Ankara.
- Döepke, J., Doovern, J., Fritsche, U. y Slacalek, J. (2008): The dynamics of European inflation expectations, *The B. E. Journal of Macroeconomics*, **8**, artículo 12. Disponible en http://www.ulrich-fritsche.net/Material/2010/11/DDFS_2008_BEJM.pdf.
- Echavarría, J. J. y Villamizar, M. (2012): Great expectations? Evidence from Colombia's exchange rate survey, Borradores de Economía No. 735, Banco de la República de Colombia, Bogotá.
- Frankel, J. A. y Froot, K. A. (1987a): Using survey data to test standard propositions regarding exchange rate expectations, *American Economic Review*, **77**, 133-153.
- Frankel, J. A. y Froot, K. A. (1987b): Short-term and long-term expectations of the yen/dollar exchange rate: Evidence from survey data, *Journal of the Japanese and International Economies*, **1**, 249-274.
- Frenkel, M. y Rülke, J. C. (2012): Twisting the dollar? On the consistency of short-run and long-run exchange rate expectations, *Journal of Forecasting*, **31**, 596-616.
- Froot, K. A. y Ito, T. (1989): On the consistency of the short and long run exchange rate expectations, *Journal of International Money and Finance*, **8**, 487-510.
- Jain, M. (2013): Perceived inflation persistence, Working Paper No. 2013-43, Bank of Canada, Ottawa.
- Karpf, A. (2013): Herd behavior in consumer inflation expectations: Evidence from the French household survey, Document de Travail No. 07-2013, Centre d'Economie de la Sorbonne, Université Panthéon-Sorbonne (Paris 1), Paris.

MacDonald, R. y Nagayasu, J. (2013): Currency forecast errors at times of low interest rates: Evidence from survey data on the yen/dollar exchange rate, Discussion Paper No. 2013-100, Scottish Institute for Research in Economics, Edimburgo.

Nason, J. M. y Smith, G. W. (2014): Measuring the slowly evolving trend in US inflation with professional forecasts, Working Paper 7/2014, Centre for Applied Macroeconomic Analysis, Australian National University, Canberra.

Pancotto, F., Pericoli, F. L. y Pistagnesi, M. (2013): Overreaction in survey exchange rates forecasts, Working Paper No. 90, Center for Economic Research, University of Modena and Reggio Emilia, Modena.

Pierdzioch, C., Rülke, J. C. y Stadtmann, G. (2012): A note on forecasting emerging market exchange rates: Evidence of anti-herding, Discussion Paper No. 324, European University Viadrina Frankfurt, Frankfurt.

Ramos-Herrera, M. C. y Sosvilla-Rivero, S. (2013): Inflation expectations in Spain: The Spanish PwC Survey, *Cuadernos de Economía*, **36**, 109-115.

Ueno, Y. (2014): Heterogeneity and biases in inflation expectations of Japanese households, Discussion Paper No. 614, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Tokio.

Capítulo 3:

CLASIFICACIONES *DE IURE* Y *DE FACTO* DE LOS RÉGIMENES CAMBIARIOS

3. 1. Introducción

3. 2. Clasificaciones *de iure* y *de facto* de los regímenes cambiarios

3. 3. Conclusiones

3. 1. Introducción

Una de las principales cuestiones, especialmente controvertida y sin resolver dentro del contexto internacional es la elección del régimen cambiario óptimo. Del modelo Mundell-Fleming se deduce la denominada trinidad imposible. Este concepto hace referencia a la imposibilidad de mantener simultáneamente las siguientes opciones: tipos de cambio fijos, autonomía monetaria y mercados de capitales abiertos, dando lugar a la visión bipolar⁸. Este trilema concluye que dada una alta movilidad de capitales y por consiguiente, estar más expuesto a los mercados financieros, sólo son viables las soluciones esquina, es decir: los regímenes de paridad inamovible (dolarización, uniones monetarias y cajas de conversión) y los regímenes de libre flotación.

Cuando un país se enfrenta a la decisión sobre cuál es el régimen óptimo que ha de adoptar, será necesario tener presente las ventajas e inconvenientes de cada una de las categorías disponibles (véase Bajo y Sosvilla, 1993). Como es bien sabido, en un régimen de tipos de cambios fijos, la autoridad monetaria se compromete a defender el tipo de cambio ya sea manteniendo su paridad central o bien asegurándose de que su trayectoria se encuentre dentro de unas bandas de fluctuación. Como consecuencia de dicho compromiso, se produce una caída en las expectativas de inflación debido a la reducción en su volatilidad, lo que repercutirá en la determinación de los precios y salarios, consiguiendo obtener finalmente unas tasas de inflación más reducidas (véanse Dornbusch, 2001 y De Grauwe y Schnabl, 2004, entre otros). Por otra parte, al generar una reducción en los costes de transacción, promueve el comercio y la inversión (por ejemplo, Rose y van Wincoop, 2001 y Dell' Ariccia, 1999). De hecho, éste es uno de los argumentos que mayor repercusión tuvo a la hora de formar parte la Unión Económica y Monetaria europea (UEM) (el régimen de tipo de cambio fijo más sólido existente, ya que la unión monetaria implica el uso de la misma moneda y de una única política monetaria).

⁸ Según Bubula y Otker-Robe (2002 y 2003) el porcentaje de regímenes con mayor flexibilidad y rigidez se ha visto incrementado en detrimento de los regímenes intermedios, ya que según estos autores, estos últimos son más propensos a experimentar crisis cambiarias. Véanse por ejemplo Obstfeld y Rogoff (1995) y Fischer (2001) para un mayor detalle.

Por su parte, la ventaja comparativa que presenta el régimen de flotación libre frente al sistema de tipos de cambios fijos viene dada por la autonomía monetaria de la que se dispone para ser capaz de afrontar cualquier perturbación económica desfavorable que pueda presentarse. Dicho de otra manera, ante una recesión, el banco central puede intervenir, ya sea expandiendo la oferta monetaria o bien depreciando la moneda para ganar competitividad frente al exterior. Todo ello permitiría aislar a la economía nacional de los efectos de las perturbaciones exteriores vía variaciones en el tipo de cambio (Bajo, 2002). Por el contrario, en un contexto caracterizado por presentar sistemas de cambio fijos, es necesario esperar a que sean los propios mecanismos automáticos los que se encarguen de la tarea de regresar a la situación inicial.

Autores como Frankel (1999) afirman que un país que presenta una alta probabilidad de verse envuelto en perturbaciones económicas externas es más probable que adopte un régimen de tipo de cambio flexible, mientras que, si es más propenso a enfrentarse a perturbaciones de carácter interno, seguramente apostará por un régimen cambiario dentro de la gama de los fijos. Una afirmación similar sugiere Mundell (1960 y 1961): en un contexto con un mayor grado de integración entre los países, el régimen de tipos de cambio fijo es más deseable cuando percibe una perturbación nominal, a diferencia del régimen de flotación que se prefiere ante una alteración como por ejemplo en el comercio (perturbación real).

Un aspecto fundamental en este tipo de literatura que condicionará los resultados obtenidos sobre las relaciones entre los regímenes cambiarios y las principales variables macroeconómicas es el criterio a partir del cual definimos qué se entiende por un régimen fijo, intermedio o flexible. Se han desarrollado numerosas clasificaciones pudiéndose englobar en dos grandes vertientes: *de iure* y *de facto*, confirmándose empíricamente una gran divergencia entre el sistema cambiario que la autoridad monetaria afirma implementar y lo que efectivamente realiza en la práctica.

Este capítulo se estructura de la siguiente manera: la Sección 3. 2 expone en profundidad los cimientos de las principales clasificaciones de esquemas cambiarios desarrollados en la literatura tanto *de iure* como *de facto*. La Sección 3. 3 recoge las conclusiones más importantes.

3. 2. Clasificaciones *de iure* y *de facto* de los regímenes cambiarios

Desde 1950 hasta la actualidad, el Fondo Monetario Internacional (FMI) ha proporcionado la categorización más tradicional sobre regímenes cambiarios, también conocida como la clasificación oficial (*de iure*). Se encuentra recogida en las publicaciones *Annual Report on Exchange Rate Arrangements and Exchange Restrictions* quedando reflejado el sistema cambiario que cada estado miembro reconoce estar aplicando. Inicialmente esta clasificación sólo permitía dos alternativas: fijas y “otras”, ampliándose con el paso del tiempo y adaptándose a las necesidades de cada momento. La evolución de las posibles opciones a lo largo de los años se encuentra perfectamente detallada en Reinhart y Rogoff (2004)⁹. En este trabajo podemos observar que la clasificación más estable ha sido la de cuatro categorías: fijos, flexibilidad limitada, acuerdos más flexibles y flotación independiente. Frankel (1999) propone otra clasificación en la que categoriza los regímenes en nueve alternativas: uniones monetarias, cajas de conversión, tipos de cambio “verdaderamente fijos”, tipos de cambio con paridades reptantes, sujeción a una cesta de referencia de divisas, zonas objetivo del tipo de cambio, sistema de flotación controlada y por último, flotación libre. Dicha clasificación le permite llegar a la conclusión de la inexistencia de un régimen cambiario que sea óptimo para todos los países ni para todos los tiempos, argumentando que éste dependerá de las propias características del país.

Pero en la realidad, ¿se puede apreciar una política cambiaria acorde con lo que se había anunciado en un principio?; o por el contrario, ¿lo que se percibe es una clara desviación con respecto al acuerdo anunciado? ¿Nos podemos fiar totalmente de la clasificación *de iure* o por el contrario será necesario plantearse una clasificación alternativa que nos recoja el verdadero comportamiento del tipo de cambio?

La respuesta a esta pregunta la han abordado diversos autores, entre ellos es preciso resaltar el trabajo realizado por Calvo y Reinhart (2002). Analizan si efectivamente tras

⁹ Véase el Cuadro 1 en Reinhart y Rogoff (2004).

la crisis financiera asiática y otras crisis de la década de los noventa¹⁰, la práctica de los países estaba siendo conducida hacia soluciones de esquina. Obtienen suficiente evidencia empírica para afirmar que la clasificación oficial no es la más adecuada. De hecho, detectan que los países que son etiquetados de manera oficial como flotantes intervienen, en contra de lo esperado, activamente en el mercado, dado que tanto la variabilidad de las reservas como la del tipo de interés son superiores a las registradas en los regímenes de flexibilidad limitada. Además, la probabilidad de que el cambio mensual del tipo de cambio se encuentre dentro de la banda estrecha para el grupo de regímenes flotantes y de flotación controlada se encuentra en términos medios por encima del 79 y 88% respectivamente. A este comportamiento por parte de las autoridades monetarias se le conoce con el nombre del “miedo a la flotación”, cuya justificación desde el punto de estos autores radica en la falta de credibilidad y en la pérdida de acceso a los mercados de capital internacionales.

Teniendo en cuenta la evidencia empírica queda suficientemente justificada la necesidad de implantar una nueva clasificación: la denominada *de facto*, en la que se recoja la política cambiaria que en verdad están llevando a cabo las autoridades monetarias. Desde entonces han sido varias las aportaciones de los investigadores que han querido contribuir a una clasificación más fidedigna del comportamiento de los tipos de cambio. Una de las investigaciones pioneras fue el trabajo de Reinhart (2000), en el cual se adopta la perspectiva de analizar las intervenciones del banco central. Para obtener esa nueva clasificación se fundamenta en el comportamiento de la varianza de tres variables macroeconómicas: las reservas internacionales, el tipo de interés y el tipo de cambio. De esta manera, consigue deducir cuál es la política que realmente persiguen los responsables políticos, basándose en los principios generalmente aceptados en las clasificaciones de regímenes cambiarios. En concreto, los regímenes fijos se caracterizan por presentar de forma simultánea una baja volatilidad del tipo de cambio y una elevada volatilidad de las reservas. En cambio, los regímenes flotantes se pueden identificar por una fuerte volatilidad del tipo de cambio y una menor intervención de la

¹⁰ Entre ellas la crisis de Mecanismo de Tipos de Cambio del Sistema Monetario Europeo (1992-1993), México (1994-1995), Rusia (1998), Brasil y Ecuador (1999) y Argentina junto con Turquía (2001).

autoridad monetaria. Para ello, toman determinadas monedas como referencia del escenario de flotación y, a partir de ellas, evalúan el comportamiento del resto¹¹.

A partir de este trabajo se fueron desarrollando otras clasificaciones alternativas entre las que caben destacar: Levy-Yeyati y Sturzenegger (2005) (en adelante LYS), la clasificación de Reinhart y Rogoff (2004) (en adelante RR), Bubula y Otker-Robe (2002), Shambaugh (2004) y Coudert y Dubert (2005). A pesar de que los criterios empleados varían entre estas clasificaciones posibles, en todas se concluye la gran dicotomía entre lo que los países dicen que hacen y lo que realmente hacen.

A continuación explicaremos los diversos métodos empleados en cada una de las clasificaciones anteriormente mencionadas con la finalidad de identificar las diferencias y similitudes entre las mismas, al igual que se extraerán sus correspondientes fortalezas y debilidades. En primer lugar, LYS proponen un análisis estadístico exhaustivo basado en la volatilidad del tipo de cambio y de las reservas oficiales¹². En este caso, el dilema asociado a la acotación de qué se entiende por varianza alta o baja se resuelve a través de un análisis de conglomerados¹³. La propia construcción de la metodología permite tres posibles situaciones en las cuales se asignará un determinado régimen cambiario. Si un país presenta una alta volatilidad en el tipo de cambio y de forma simultánea se observa una leve intervención desde el punto de vista de las reservas se considerará flotante; si por el contrario, el país analizado se caracteriza por una fuerte estabilidad en el tipo de cambio y a su vez una alta volatilidad en las reservas internacionales se le adjudicará la etiqueta de fijo (*peg*); y por último, si la tasa de crecimiento en el tipo de cambio no es cero, pero la volatilidad es reducida y coincide con una alta volatilidad de reservas se codifica como intermedio.

¹¹ Utilizan el tipo de cambio dólar estadounidense/yen japonés (USD/JPY) y el dólar estadounidense/marco alemán (USD/DEM) como referencias de las monedas con mayor varianza en términos de tipo de cambio y bajos niveles en relación a las reservas.

¹² LYS hacen uso de dos medidas distintas para evaluar la volatilidad del tipo de cambio: por una parte se encuentra la media del cambio porcentual mensual en términos absolutos y por otra, la desviación estándar del cambio porcentual mensual de dicha variable. Para el análisis de la volatilidad de las reservas, utilizan el cociente entre la media del cambio mensual absoluto de las reservas en dólares netos y la base monetaria del mes anterior (expresada en dólares).

¹³ Se llevan a cabo dos rondas para así reducir el número de observaciones no concluyentes.

Sin embargo, es aquí donde radica la principal desventaja de este procedimiento: no se contempla la posibilidad de que un determinado país presente simultáneamente una gran estabilidad en lo que al tipo de cambio se refiere y al mismo tiempo una volatilidad baja en las reservas. Y es que la clave se encuentra, en tener presente que podemos encontrarnos ante un tipo de cambio fijo por múltiples razones. En concreto: la autoridad monetaria puede no haberse comprometido a defender el tipo de cambio fijo, pero la falta de perturbaciones ha permitido mantener el tipo de cambio dentro de las bandas de fluctuación acordadas (sin la necesidad de intervenir) o; también puede ser porque las variables fundamentales hayan presentado un buen comportamiento. Por el contrario, puede suceder que el país se responsabilice en mantener un tipo de cambio estable, pero que se haya visto en la necesidad de comprar o vender reservas para poder afrontar perturbaciones en la demanda de dinero o variaciones en las expectativas. Dentro de esta alternativa en la que existe un compromiso, otra forma de intervención que puede adoptar y permite evitar las fluctuaciones en el tipo de cambio es a través del tipo de interés, variable que menciona Shambaugh (2004) como posible explicación del inconveniente previo.

Si bien es cierto que una de las principales contribuciones de LYS es la capacidad para diferenciar entre regímenes flotantes (*flotas*) y de flotación sucia (*dirty flotas*), una de las críticas más destacadas asociadas a este método, según señalan Calvo y Reinhart (2002), es el uso de las reservas como uno de los ingredientes principales de su algoritmo. Además, dentro de las limitaciones más importantes cabe destacar la derivada del hecho de que una variable de clasificación no está disponible durante toda la muestra, debido a que por ejemplo algunos de los países en desarrollo no pudieron ser clasificados para ningún año del período analizado (1974-2000).

Una mención especial merece la clasificación propuesta por Reinhart y Rogoff (2004), otra de las categorizaciones “naturales” más relevantes y ampliamente utilizadas en la literatura de regímenes cambiarios. Su principal contribución fue la elaboración de una base de datos exhaustiva y detallada a nivel mensual de los tipos de cambio que han sido determinados en el mercado dual y paralelo (mercado negro), a diferencia del tipo de cambio oficial. Su algoritmo se basa en una amplia variedad de estadísticos

descriptivos y cronologías cuya finalidad principal es obtener una taxonomía mucho más amplia que las metodologías anteriores. De esta manera, se consigue una clasificación más fidedigna para caracterizar el comportamiento en el mercado cambiario, ya que la categorización fina consta de 15 alternativas posibles¹⁴.

Estos autores hacen uso de las cronologías con el objetivo de poder identificar si el país presenta un tipo cambio unificado o si se puede clasificar como tipos duales o múltiples. Si, atendiendo a la clasificación “artificial”, el país ha declarado algún tipo de acuerdo previo de manera oficial (acuerdo preanunciado), RR elaboran los estadísticos pertinentes para poder verificar si efectivamente lo que se observa en la realidad se adecúa a lo que han declarado o, si por el contrario, los hechos difieren de las palabras. Cuando no superan el contraste, RR recurren a su algoritmo para clasificar estadísticamente al régimen y, por consiguiente, se le aplicará la etiqueta “*de facto*”¹⁵.

Dada el creciente peso y trascendencia de la visión bipolar (es decir, de la incompatibilidad de los regímenes intermedios con una creciente integración en el mercado financiero) sobre la literatura de los regímenes cambiarios, Bubula y Otker-Robe (2002) proponen una nueva clasificación *de facto*¹⁶ para corroborar su existencia. El motivo principal del nacimiento de esta nueva taxonomía se debe a la detección de desventajas sobre las codificaciones anteriores que ellos mismos identificaron. En concreto, la clasificación de LYS no les parece la más adecuada, ya que los cambios en las reservas no necesariamente tienen que venir motivados por el deseo de garantizar la estabilidad en el tipo de cambio. Estos autores tratan de subsanar esta debilidad llevando a cabo una clasificación en la que no sólo tiene en cuenta la perspectiva cuantitativa, sino que además admite un análisis cualitativo. En relación a RR, reconocen las principales ventajas de su categorización, destacando su amplia base de

¹⁴ De hecho existe una opción independiente para incluir a aquellos países que presentan una hiperinflación (que siguiendo la propia definición de Cagan es aquella situación en la cual la tasa de inflación mensual alcanza el 50% o lo supera). De esta manera se convierten en los primeros autores en llevar a cabo la distinción entre flotantes e hiperflotantes.

¹⁵ Véase el Gráfico 1 de Reinhart y Rogoff (2004).

¹⁶ En el Diagrama 1 de Bubula y Otker-Robe (2002) se pueden observar las 13 categorías propuestas.

datos, su frecuencia y su método sistemático a la hora de determinar en qué categoría se ha de etiquetar a un determinado país. Sin embargo, como principal inconveniente resaltan la no disponibilidad de todos los tipos de cambio, lo que supone una limitación en la cobertura del país. Todo este análisis previo, les conduce a elaborar una base de datos mensual desde 1990 para todos los estados miembros del FMI, beneficiándose de la nueva nomenclatura adoptada por el FMI en 1999. Su metodología se fundamenta en la observación del comportamiento de los tipos de cambios, siendo complementada con información obtenida tanto por informes provistos por el FMI sobre los países estudiados como por otras fuentes relacionadas como informes de prensa, noticias y documentación relevante.

En un intento de analizar los efectos de disponer de un régimen fijo sobre la flexibilidad de la política monetaria, Shambaugh (2004) nos ofrece otra clasificación alternativa. Esta codificación es similar a la propuesta por Reinhart y Rogoff (2004). Sin embargo, la principal diferencia significativa radica en la utilización de unas estrictas bandas inquebrantables de un año, frente a una ventana de cinco años estipulada en RR¹⁷. De esta manera, este autor se centra en la evolución del tipo de cambio, examinando si éste se sitúa dentro o fuera de unas bandas de fluctuación de $\pm 2\%$. Este método le permite codificar 100 países industriales y en desarrollo entre fijos y no fijos. Se emplea esta metodología ya que, según Shambaugh, es la más apropiada para determinar restricciones en la política monetaria¹⁸.

Como paso previo para determinar si los regímenes producen algún impacto sobre el crecimiento y la inflación, Coudert y Dubert (2005) proponen un nuevo método estadístico que les permite identificar los regímenes cambiarios *de facto* en una muestra

¹⁷ Esto es importante para entender el motivo por el cual cuando Shambaugh (2004) compara su clasificación con la de RR difiere en un 19%, ya que, a modo de ejemplo, si un país mostrase un comportamiento de fijación de forma esporádica, Reinhart y Rogoff (2004) lo codificarían como un régimen de tipos de cambio con paridades reptantes.

¹⁸ Shambaugh (2004) concluye que las economías flotantes disponen de una mayor flexibilidad monetaria en comparación con los fijos donde la autonomía se ve mermada. En concreto, los tipos de interés siguen el mismo patrón que el país de referencia, de hecho la elasticidad ante cambios en el tipo de interés es de 0,5 para *pegged* y 0,3 para *non-pegged*.

caracterizada por los diez principales países asiáticos para el período 1990-2001. En este trabajo se recurre a sucesivos contrastes con la finalidad de obtener una clasificación clara y concisa de los diferentes regímenes. Una de las principales novedades es la incorporación de una nueva categoría, que en estudios previos no se había tratado: la devaluación. Para ello, como primer paso, se trata de determinar si existe o no una tendencia en el tipo de cambio anual, ya que si existe una tendencia estrictamente positiva nos encontraremos ante un régimen de tipos de cambio con paridades reptantes. Si, por el contrario, no existe tendencia, o es negativa, habremos determinado un régimen fijo. El problema que recurrentemente aparece en este tipo de literatura sobre cómo definir una varianza elevada o disminuida, estos autores lo resuelven a través del contraste de igualdad de varianzas. En concreto contrastan si la varianza del tipo de cambio para un determinado país asiático es menor o mayor¹⁹ que la que presenta una muestra de referencia, y que también se empleaba en la clasificación propuesta por RR. Esta fase es de especial relevancia ya que, si se supera un determinado umbral (seleccionado de forma arbitraria) nos encontramos ante un régimen de tipos de cambio con paridades reptantes y, si es menor, estaremos en presencia de un tipo fijo. Posteriormente, recurriendo de nuevo a un contraste de igualdad de varianzas, se evalúa el comportamiento de la variabilidad de las reservas (comparándolas con el grupo de referencia anterior), pudiéndose así identificar un régimen de flotación controlada cuando hay una volatilidad mayor y un régimen de flotación pura en la situación opuesta.

No obstante, ante la multitud de clasificaciones analizadas, es preciso resaltar que a pesar de la gran brecha existente entre la clasificación *de iure* y *de facto*, recientes estudios han demostrado que la divergencia es aún mayor entre éstas últimas. En concreto, Bleany y Francisco (2007) comparando las clasificaciones de Shambaugh, LYS y RR, obtuvieron un coeficiente de Pearson menor a 0,3. Más recientemente, Eichengreen y Razo-Garcia (2013) comparten el mismo resultado empleando modelos probit mixtos. Por tanto, a modo de conclusión, podría afirmarse que los resultados de

¹⁹ Coudert y Dubert (2005) consideran que un país presenta una varianza elevada siempre y cuando ésta supere el 41% de la varianza asociada al escenario de referencia (monedas con regímenes flotantes) durante el trimestre analizado.

las repercusiones de los regímenes cambiarios sobre las variables macroeconómicas son sensibles a la clasificación que se utilice.

3. 3. Conclusiones

A la hora de evaluar tanto las ventajas y limitaciones como las consecuencias de los regímenes cambiarios sobre el comportamiento macroeconómico, la literatura empírica se enfrenta, además de los problemas derivados del tamaño muestral, de la metodología empleada y de los problemas de endogeneidad, con la dificultad de la divergencia entre las clasificaciones de sistemas cambiarios se considera especialmente relevante. Sin embargo, la consideración explícita y adecuada de esta clasificación es clave para esclarecer el motivo por el cual algunos autores son capaces de identificar un efecto significativo positivo, mientras que otros lo determinan negativo o incluso nulo entre el comportamiento de los tipos de cambio y la evolución de las principales variables macroeconómicas. Por consiguiente, hemos considerado oportuno analizar en profundidad las contribuciones más relevantes dentro de este contexto.

La evidencia empírica, en función del comportamiento de la volatilidad de las reservas internacionales, tipos de interés y tipos de cambio como principales indicadores, y a través de metodologías alternativas, ha corroborado la necesidad de utilizar la clasificación *de facto* (véanse por ejemplo Reinhart y Rogoff (2004), Levy-Yeyati y Sturzenegger (2005), entre otros). La razón implícita que conlleva a descartar la clasificación oficial (*de iure*) es la detección en innumerables ocasiones de economías que afirman haber adoptado un régimen flexible y, sin embargo, intervienen activamente en los mercados, en contra de lo esperado dada su condición de flexible. Por este motivo, en nuestra tesis trabajaremos con la clasificación *de facto*, ya que se ajusta mejor a la realidad observada. No obstante, emplearemos distintas alternativas como medida de robustez.

Referencias

- Bajo, O. (2002): Crisis cambiarias: teoría y evidencia, *Información Comercial Española, Revista de Economía*, **802**, 195-208.
- Bajo, O. y Sosvilla, S. (1993): Teorías del tipo de cambio: una panorámica, *Revista de Economía Aplicada*, **1**, 175-205.
- Bleaney, M. y Francisco, M. (2007): Exchange rate regime, inflation and growth in developing economies: an assessment, *The BE Journal of Macroeconomics*, **7**, 1-18.
- Bubula, A. y Otker-Robe, I. (2002): The evolution of exchange rate regimes since 1990: evidence from *de facto* policies, Working Paper No. 02-155, International Monetary Fund, Washington.
- Bubula, A. y Otker-Robe, I. (2003): Are pegged and intermediate regimes more crisis prone?, Working Paper No. 03-223, International Monetary Fund, Washington.
- Calvo, G. A. y Reinhart, C. M. (2002): Fear of floating, *The Quarterly Journal of Economics*, **117**, 379-408.
- Coudert, V. y Dubert, M. (2005): Does exchange rate regime explain differences in economic results for Asian countries?, *Journal of Asian Economics*, **16**, 874-895.
- De Grauwe, P. y Schnabl, G. (2004): Exchange rates regimes and macroeconomic stability in Central and Eastern Europe, Working Paper No. 1182, CESifo, Munich.
- Dell'Ariccia, G. (1999): Exchange rate fluctuations and trade flows: evidence from the European Union, *IMF Staff Papers*, **46**, 315-334.
- Dornbusch, R. (2001): Fewer monies better monies: discussion on exchange rates and the choice of monetary-policy regimes, *The American Economic Review*, **91**, 238-242.
- Eichengreen, B. y Razo-Garcia, R. (2013): How reliable are *de facto* exchange rate regime classifications?, *International Journal of Finance & Economics*, **18**, 216-239.
- Fischer, S. (2001): Exchange rate regimes: is the bipolar view correct?, *The Journal of Economic Perspectives*, **15**, 3-24.
- Frankel, J. A. (1999): No single currency regime is right for all countries or at all times, Working Paper No. 7338, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Levy-Yeyati, E. y Sturzenegger, F. (2005): Classifying exchange rate regimes: deeds vs. words, *European Economic Review*, **4**, 1603-1635.
- Mundell, R. A. (1960): The monetary dynamics of international adjustment under fixed and flexible exchange rates, *Quarterly Journal of Economics*, **74**, 227-257.
- Mundell, R. A. (1961): A theory of optimum currency areas, *The American Economic Review*, **51**, 657-665.
- Obstfeld, M. y Rogoff, K. (1995): The mirage of fixed exchange rates, *Journal of Economic Perspectives*, **9**, 73-96.

Reinhart, C. M. (2000): The mirage of floating exchange rates, *American Economic Review* **90**, 65-70.

Reinhart, C. M. y Rogoff, K. S. (2004): The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation, *The Quarterly Journal of Economics*, **119**, 1-48.

Rose, A. K. y van Wincoop, E. (2001): National money as a barrier to international trade: the real case for currency union, *American Economic Review*, **91**, 386-390.

Shambaugh, J. C. (2004): The effect of fixed exchange rates on monetary policy, *The Quarterly Journal of Economics*, **119**, 300-351.

Capítulo 4:

RELEVANCIA DE LOS REGÍMENES CAMBIARIOS SOBRE EL CRECIMIENTO ECONÓMICO Y LA INFLACIÓN: UNA EVALUACIÓN EMPÍRICA

4. 1. Introducción

4. 2. Revisión de la literatura

4. 2. 1. Crecimiento económico

4. 2. 2. Inflación

4. 3. Datos

4. 4. Estrategia empírica

4. 5. Resultados empíricos

4. 5. 1. Crecimiento económico

4. 5. 2. Inflación

4. 6. Conclusiones

Referencias

4. 1. Introducción

La relación entre los regímenes de tipo de cambio y el crecimiento económico es un tema ampliamente discutido en Economía, pero que aún sigue siendo un asunto controvertido.

Por otra parte, se encuentra generalmente aceptado que el objetivo primordial de los bancos centrales debería ser el mantenimiento de la estabilidad de precios. Esto implica evitar tanto una inflación prolongada como una deflación, ya que la estabilidad de precios contribuye a alcanzar altos niveles de actividad económica y empleo.

Uno de los enfoques que los bancos centrales han empleado con la finalidad de lograr la estabilidad de precios consiste en fijar el valor de la moneda doméstica respecto a la de un país con baja inflación. La ventaja del establecimiento de una zona objetivo para el tipo de cambio es su claridad, lo que hace que sea más fácil de comprender por los agentes económicos. En la práctica, este método obliga al banco central a controlar la creación de dinero a unos niveles comparables a los del país a cuya moneda se ha fijado. Cuando se mantiene de manera creíble, una zona objetivo puede reducir las expectativas de inflación al nivel que prevalece en la economía de referencia.

Este capítulo de la tesis proporciona una nueva y completa evaluación de la relación existente entre los regímenes cambiarios con el crecimiento real y con la inflación sobre la base de una amplia muestra de sección cruzada representativa de países a lo largo de un dilatado período temporal. Las preguntas claves que guían nuestro análisis son las siguientes: (i) ¿existe un tipo de cambio óptimo para promover el crecimiento económico y/o obtener bajas tasas de inflación?, y, (ii) ¿depende este régimen cambiario óptimo del nivel de renta? Consideramos que las respuestas a estas preguntas son relevantes, ya que tienen implicaciones directas tanto para los responsables del diseño y ejecución de las políticas económicas como para los investigadores académicos.

Este capítulo se estructura de la siguiente manera. La próxima sección revisa brevemente la literatura empírica sobre los regímenes cambiarios y el crecimiento económico y sobre dichos regímenes y la inflación. La sección 4. 3 detalla los datos utilizados. La sección 4. 4 describe la estrategia empírica llevada a cabo, mientras que la sección 4. 5 interpreta los resultados obtenidos para cada una de nuestras variables de interés. Finalmente, la sección 4. 6 ofrece las conclusiones más relevantes de este capítulo.

4. 2. Revisión de la literatura

4. 2. 1. Crecimiento económico

Desde el punto de vista teórico, existen dos corrientes de pensamiento a la hora de defender la relación entre el régimen cambiario y el crecimiento económico, ya que aún no existe ningún consenso dentro de esta literatura.

La primera de ellas afirma que, gracias a la credibilidad asociada al régimen cambiario fijo, se generaría un escenario macroeconómico caracterizado por una reducción en los tipos de interés en el largo plazo debido a que, según De Grauwe y Schnabl (2004) y Dornbusch (2001), la prima de riesgo es mucho menor, lo que repercutiría en un incentivo para el consumo y la inversión generando un notable crecimiento económico. Dentro de esta primera vertiente, la otra justificación que habitualmente se emplea para afirmar que los regímenes menos flexibles son capaces de desencadenar una mayor expansión en la producción, es que el ambiente de mayor credibilidad fomenta el grado de apertura de las economías. Esto conlleva a un impulso del comercio internacional, fruto de la eliminación del riesgo en el tipo de cambio, vía a través de la cual se genera un mayor crecimiento económico.

Sin embargo, la segunda corriente en la literatura realza la debilidad que presenta este tipo de regímenes en la asignación eficiente de los recursos asociada con la ausencia de ajustes ante perturbaciones económicas. Este inconveniente fue destacado por Friedman (1953), cuando enfatizaba que la única vía para actuar ante las perturbaciones externas que experimentaban los regímenes fijos era la modificación a través de los precios

relativos. Este autor señala que la situación se agrava aún más cuando nos encontramos en un mundo con precios keynesianos en los que el ajuste es lento, provocando así una ralentización económica.

Teniendo en cuenta que desde el punto de vista teórico no se ha llegado a ningún consenso, la respuesta a la cuestión de si la estabilidad en el tipo de cambio provoca un mayor o menor crecimiento económico se reserva para los estudios de carácter empírico. Según señala Petreski (2009), existen estudios que identifican un efecto positivo sobre el crecimiento económico, otros obtienen una influencia negativa y otro grupo de trabajos afirman una indeterminación en dicho impacto sobre la variable de interés o simplemente no se detecta ningún efecto. A modo de ejemplo, Mundell (1995) y Obstfeld y Rogoff (2000) obtienen suficiente evidencia empírica para concluir que aquellos países que presenten regímenes fijos se caracterizan por presentar un mayor crecimiento. Por otra parte, Bailliu *et al.* (2003) resaltan la menor tasa de crecimiento que implica la adopción tanto de un régimen intermedio como flexible. Finalmente, Edwards y Levy-Yeyati (2003) afirman que el régimen óptimo es el flexible, ya que es el que presenta una mayor velocidad en el crecimiento.

Ghosh *et al.* (1996) analizando a 145 países miembros del Fondo Monetario Internacional (FMI) durante treinta años, obtienen que, la tasa de crecimiento para los regímenes flexibles es ligeramente superior (1,7%) a los fijos (1,4%), con la peculiaridad de que son los regímenes intermedios (tipos de cambios fijos ajustables y tipos de cambio de flotación controlada) los que alcanzan la tasa máxima (2%). Esta misma trascendencia en el crecimiento económico por parte de los regímenes monetarios intermedios se muestra en Ghosh *et al.* (1997, 2002). Por su parte, Garofalo (2005) empleando una regresión de mínimos cuadrados en dos etapas para controlar por endogeneidad, coincide con los resultados anteriores cuando investiga el caso italiano para el período 1861-1998.

Por el contrario, en su afán por explorar si alteraciones en la volatilidad cambiaria²⁰ pueden dar lugar a efectos divergentes en la economía real, Moreno (2001) afirma que el crecimiento del Producto Interior Bruto (PIB) real es inferior ante un contexto de flexibilidad, no detectando diferencias significativas en cuanto a su volatilidad. En su misma línea, Jamil *et al.* (2012) investigan a once economías europeas incluidas en la Unión Económica y Monetaria (UEM) y a cuatro países europeos que no han adoptado el euro. Ellos muestran que, con independencia del grupo a estudiar, el incremento de la incertidumbre genera un riesgo adicional que perjudica el índice de producción industrial tanto antes como en el período posterior a la introducción del euro.

Para justificar la gran discrepancia de resultados a la hora de explorar cómo influye la flexibilidad del tipo de cambio sobre las principales variables económicas se han planteado diversas razones: la muestra empleada (dada la variedad y la frecuencia), los métodos de estimación utilizados, la endogeneidad de los esquemas de tipos de cambio y los criterios adoptados para identificar el régimen cambiario (*de facto* o *de iure*). Sin embargo, las pruebas de robustez propuestas por Aghion *et al.* (2009) y Petreski (2009) apuntan al último argumento como el principal factor de esas disparidades, lo que coincide con las conclusiones del trabajo de Harms y Kretschmann (2009). De esta manera, y con el fin de subsanar este inconveniente, Lasarte y Pérez (2011) adoptan una nueva clasificación²¹ a partir de la cual determinan que no existe relación entre el régimen cambiario y el crecimiento económico. A este mismo resultado han llegado otros autores como Miles (2008) y Klein y Shambaugh (2010).

Por su parte, Levy-Yeyati y Sturzenegger (2002) estudian a 183 países con la finalidad de identificar si los resultados de las tasas de crecimiento económico para los diferentes regímenes cambiarios se encuentran condicionadas por el nivel de desarrollo de las economías. Estos autores emplean la clasificación *de facto* propuesta por ellos mismos alcanzando un menor crecimiento para los regímenes fijos cuando se centran en los

²⁰ Entendida la volatilidad cambiaria como la incertidumbre implícita o el riesgo de exposición que, en el contexto internacional, se pueden enfrentar las empresas nacionales al comercializar tanto bienes y servicios como activos financieros.

²¹ Esta clasificación utiliza cinco clasificaciones con bastante repercusión dentro de esta literatura: FMI (2010), Levy-Yeyati y Sturzenegger (2005), Reinhart y Rogoff (2004), Klein y Shambaugh (2010) y Ghosh *et al.* (2002) para conseguir una clasificación dicotómica.

países catalogados en desarrollo; sin embargo, estos resultados discrepan al analizar el otro grupo de países industrializados. A diferencia de Levy-Yeyati y Sturzenegger (2002), Husain *et al.* (2005) concluyen que el régimen cambiario no tiene ninguna repercusión sobre la tasa de crecimiento tras clasificar a 158 economías en tres niveles de desarrollo (avanzados, en desarrollo y emergentes).

Asimismo, basándose en la codificación de regímenes cambiarios *de facto* propuesta por Levy-Yeyati y Sturzenegger (2003) y la sugerida por Reinhart y Rogoff (2004), Huang y Malhotra (2004) analizan 12 países asiáticos en desarrollo y 18 economías avanzadas europeas, concluyendo que la repercusión de los esquemas cambiarios sobre el crecimiento económico estará condicionada de manera decisiva por el grado de desarrollo. En primer lugar, para las economías europeas, la elección del régimen no afecta a las tasas de crecimiento ni tampoco a su variabilidad. Sin embargo, para las economías no industrializadas, la elección del régimen se convierte en una variable clave para conseguir un ambiente más propenso al crecimiento, aunque no condiciona a la variabilidad del mismo. En este grupo de naciones se observa una relación no lineal entre ambas variables; en concreto, aquellos regímenes que mantienen mayores tasas de crecimiento son los regímenes flotantes y los fijos. La principal justificación propuesta por Huang y Malhotra (2004) es que las economías industrializadas, a diferencia de los países en desarrollo y emergentes, presentan unos mercados más completos y además están más acostumbrados a tratar con perturbaciones tanto de carácter real como financiero.

4. 2. 2. Inflación

Aunque las relaciones teóricas son ambiguas, cuando se analiza la posible relación entre la inflación y el esquema cambiario, es necesario destacar un importante rasgo a lo largo de numerosos estudios: la causalidad de dos variables en ambas direcciones. Por tanto, desde esta perspectiva, nos podemos encontrar dos enfoques. Por una parte, algunos autores (Barro y Gordon, 1983 y von Hagen y Zhou, 2005, entre otros) justifican que bajas tasas de inflación contribuyen con una mayor facilidad en el mantenimiento de un tipo de cambio fijo. Por el contrario, otros investigadores (Dornbusch, 2001; Giavazzi y Giovannini, 1989; Benigno y Missale, 2004 y Mohanty y Bhanumurthy, 2014) afirman

que la implementación de un régimen fijo se puede convertir en una de las principales herramientas para combatir la inflación, debido fundamentalmente a la gran credibilidad que se encuentra implícita al comprometerse a mantener dicho acuerdo. Esta confianza por parte de los agentes económicos en que la autoridad monetaria cumplirá con los objetivos anunciados de bajas tasas de inflación desencadena un mayor interés por mantener moneda nacional, en lugar de bienes o divisas extranjeras (Ghosh *et al.*, 1997), preservando así los niveles de reservas internacionales. Por tanto, se podría afirmar que las expectativas de unas reducidas tasas de inflación asociada a la adopción de un tipo de cambio fijo terminan autocumpléndose.

Dentro del trabajo Ghosh *et al.* (1996) podemos encontrar cifras bastante llamativas en esta última dirección. En concreto, obtienen que una vez el régimen fijo ha sido adoptado en un determinado país, éste es capaz de reducir la inflación, en términos medios, en un 0,6% transcurrido un año, contrayéndose unos 0,5 puntos porcentuales al cabo de tres años. Esta situación difiere bastante cuando se trata del régimen flotante; ya que una vez implantado, al cabo de un año cuando se compara con el año previo, la tasa de inflación se habrá visto incrementada en un 3%, viéndose mermada con el transcurso del tiempo.

Otros autores más escépticos, tales como Tornell y Velasco (2000), muestran que la ganancia en términos de reducción de la inflación no se puede alcanzar plenamente si no se encuentra acompañada de la implementación de políticas orientadas a una mayor disciplina fiscal. Ellos argumentan que ningún régimen cambiario puede ser presentado como una alternativa a la aplicación de unas políticas sólidas.

Numerosos estudios empíricos han demostrado que los regímenes cambiarios fijos se encuentran asociados con bajas tasas de inflación. Para justificar dicho resultado, algunos autores se basan en la explicación del “sesgo de inflación” fundamentado en la idea de un conflicto de intereses entre los consumidores-productores y las autoridades responsables de las políticas (véanse, por ejemplo, Kydland y Prescott, 1997 y Barro y Gordon, 1983). La razón es la siguiente: los salarios son fijados en función del objetivo

de inflación anunciado por la autoridad monetaria; por consiguiente, si el nivel de la producción se encuentra por debajo del eficiente y el banco central anuncia un objetivo de inflación cero y posteriormente los agentes se ven sorprendidos por una inflación superior a la objetivo, su salario real se verá contraído. Sin embargo, si existe un problema de credibilidad, los agentes corregirán sus expectativas y las exigencias salariales serán mucho mayores, generando así una mayor tasa de inflación en la economía. Por esta razón, dada la existencia de un problema de asimetría de información es fundamental la señalización. O dicho de otra manera, ¿cuál debe ser la herramienta más adecuada para convencer a los agentes de que el banco central no los sorprenderá con un nivel de precios superior al óptimo? Dos alternativas han sido implementadas en la literatura.

La primera consiste en adoptar un régimen fijo, ya que, de esta manera el banco central se señala como una autoridad con unas preferencias por una inflación baja (Canavan y Tommasi, 1997), debido a que requiere una moderación en el crecimiento de la oferta monetaria. La segunda alternativa, ha ido adquiriendo mayor peso a lo largo de los años, se trata de un esquema de inflación objetivo (*inflation targeting*²²). Varios autores (tales como Calvo y Mishkin, 2003 o Schmidt-Hebbel, 2006, entre otros), han demostrado que esta alternativa es igual de efectiva para conseguir disminuir los niveles de inflación, alcanzar una mayor independencia y credibilidad en la política económica tanto a nivel mundial como en especial en los países emergentes. Precisamente esta situación se alcanza gracias a los cuatro elementos principales²³ destacados por autores como Mishkin (2004) o Heenan *et al.* (2006), que caracterizan a las metas de inflación. Scott (2010) apunta dos aspectos a partir de los cuales los esquemas de inflación objetivo han mejorado con el paso del tiempo. El primero de ellos se asocia a la mayor transparencia en la implementación de la política monetaria. A través de informes periódicos y, en

²² No existe una definición uniforme sobre esta modalidad, pero sí presenta una serie de rasgos que se han de cumplir: el banco central anuncia una meta de inflación que se propone satisfacer en un determinado plazo y que ha de ser su máxima prioridad. Además, el público ha de disponer de instrumentos para poder evaluar la política que sigue la autoridad monetaria.

²³ De manera resumida, destaca el compromiso explícito a garantizar la estabilidad de precios estableciéndose unos objetivos explícitos que son conocidos con anterioridad por los agentes económicos. Además, la autoridad monetaria dispone de una gran capacidad de maniobra para poder llevar a cabo dicho propósito, ya que se ha establecido como el objetivo de máxima prioridad. Asimismo, una de las condiciones que contribuye a considerar esta alternativa como una buena herramienta para combatir la inflación es el hecho de que el banco central se encuentra sujeto a una continua evaluación.

general, una mayor disciplina en la rendición de cuentas a la que está obligado a ofrecer el banco central a los agentes económicos, se consigue anclar las expectativas de inflación de la economía. El segundo factor se encuentra relacionado con la flexibilidad en la finalidad de lograr una determinada meta de inflación. En concreto, se fijan unos objetivos más a medio plazo, permitiéndole a la autoridad monetaria afrontar otras cuestiones más inmediatas.

Dado que los estudios comparativos internacionales relativos a las repercusiones de los regímenes cambiarios sobre las principales variables macroeconómicas han excluido a los países dolarizados, Edwards y Magendzo (2003) llevan a cabo un análisis sobre la inflación, crecimiento económico y volatilidad en estos países. Después de optar por una metodología de emparejamiento para crear el grupo de control más apropiado, estos autores obtienen que los países dolarizados presentan una tasa de inflación significativamente menor que la relativa a los países no dolarizados. En concreto, la diferencia en términos medios se sitúa entre un 3,4% y un 5,7% anual.

De Grauwe y Schnabl (2004) analizan diez países pertenecientes a la Europa Central y Oriental (PECOS) durante el período 1994-2002 con la finalidad de desentrañar si una mayor estabilidad cambiaria repercute en una menor tasa de inflación. En su especificación econométrica asumen que la inflación viene explicada por la tipología del régimen cambiario, pero a su vez, prestan especial atención al problema de la causalidad inversa que mencionábamos anteriormente y, por este motivo, aplican el método generalizado de momentos propuesto por Arellano y Bond (1991) para evitar la endogeneidad. Sus resultados corroboran el hecho de que las autoridades responsables de la política cambiaria adopten regímenes fijos con la creencia de que pueden “importar” la credibilidad y la buena actuación del país al cual se ha anclado su moneda, consiguiendo así una menor inflación. Sin embargo, dicha conclusión se convierte más débil cuando investigan la posibilidad de posibles cambios estructurales o cuando extraen de la muestra los valores atípicos. En un trabajo posterior, De Grauwe y Schnabl (2008) ampliando la muestra utilizada en De Grauwe y Schnabl (2004), concluyen que el mecanismo de fijar el tipo de cambio es efectivo sólo cuando las tasas de inflación

son elevadas, pero una vez que un determinado nivel es alcanzado, ya deja de ser útil para este fin en concreto.

Dentro de la literatura sobre la repercusión que puede tener la política cambiaria en la evolución de los índices de precios, existe una corriente de investigación que afirma que este efecto puede venir condicionado por el nivel de desarrollo que presenten los países. De forma general, los países emergentes o en desarrollo se caracterizan por disponer de unas instituciones más débiles, careciendo de los instrumentos necesarios para llevar a cabo las operaciones oportunas en los mercados de capitales internacionales, basándose en la protección de sus industrias (von Hagen y Zhou, 2002). Esta situación conlleva a pensar en los regímenes cambiarios fijos como herramientas potentes para frenar la inflación, ya que, según Crocket y Goldstein (1976), existe un compromiso tanto a nivel de estabilidad del tipo de cambio como de mayor responsabilidad en la tasa a la que crece la oferta monetaria. Si, por el contrario, se analizan los países más desarrollados, autores como Calvo y Mishkin (2003) aseguran que a través de la fijación de objetivos de estabilidad de precios y, sin necesidad de fijarse ningún objetivo de tipo de cambio explícito, se puede controlar perfectamente la inflación.

En un intento por aclarar las implicaciones de fijar el tipo de cambio sobre la inflación y su volatilidad, Moreno (2001) estudia un conjunto de 98 países en vías de desarrollo para el período 1975-1999. Fruto de su investigación, advierte que, tanto la inflación como su variabilidad es mucho mayor ante regímenes cambiarios flexibles que fijos.

Otro trabajo en el cual se demuestra que el grado de madurez de las instituciones es fundamental para poder comprender por qué motivo puede que la evolución de las variables macroeconómicas difiera aun disponiendo de la misma política cambiaria es el de Husain *et al.* (2005). En concreto, ellos señalan que los países en desarrollo logran tasas de inflación menores con regímenes de tipo de cambio fijo en lugar de flotantes, tanto por el efecto credibilidad como por el efecto disciplina debido a la menor velocidad en la tasa de crecimiento de la oferta monetaria. Mientras que por el contrario, las economías emergentes y las avanzadas no presentan una relación robusta entre

ambas variables. El argumento que ellos ofrecen ante tal disparidad es nuevamente por la calidad de las instituciones y por el grado de apertura a los mercados de capitales. Ya que a diferencia de los países en desarrollo, en los cuales existen muchas más restricciones de acceso al mercado internacional de capitales, las economías emergentes se caracterizan por una alta exposición a tales mercados.

Finalmente, el trabajo de Bleaney y Francisco (2007), estudiando países en desarrollo, muestra que el régimen de paridad inamovible es de gran utilidad para promover la estabilidad de precios. En concreto, con la introducción de esta categoría se conseguiría reducir en un 2,5% la tasa de inflación en el corto y hasta 0,5 puntos porcentuales en el largo plazo. Por otro lado, el signo de la variable dicotómica flexible es positivo y significativo para dos de las cinco categorizaciones analizadas. Sin embargo, su magnitud es relativamente más débil, incrementándose la tasa de inflación en un punto porcentual en el corto y dos en el largo plazo.

4. 3. Datos

Hemos empleado datos para un total de 123 países, tanto para economías desarrolladas como en vías de desarrollo y en transición. Los 123 países son: Alemania, Antigua y Barbuda, Arabia Saudita, Argelia, Argentina, Australia, Austria, Bahamas, Barbados, Bélgica, Belice, Benín, Bolivia, Botsuana, Brasil, Burkina Faso, Burundi, Camerún, Canadá, Chad, Chile, China, Cisjordania y Gaza, Colombia, Corea, Costa de Marfil, Costa Rica, Chipre, Dinamarca, Dominica, Ecuador, Egipto, El Salvador, España, Estados Unidos, Filipinas, Finlandia, Francia, Gabón, Gambia, Ghana, Granada, Grecia, Guatemala, Guinea, Guinea-Bissau, Guinea Ecuatorial, Guyana, Haití, Honduras, Hong Kong, Hungría, India, Indonesia, Irán, Iraq, Irlanda, Islandia, Israel, Italia, Jamaica, Japón, Jordania, Kenia, Kuwait, Laos, Lesoto, Líbano, Liberia, Libia, Luxemburgo, Madagascar, Malasia, Malawi, Malí, Malta, Marruecos, Mauritania, México, Myanmar, Nepal, Nicaragua, Níger, Nigeria, Noruega, Nueva Zelandia, Pakistán, Panamá, Paraguay, Perú, Portugal, Reino Unido, República Centroafricana, República de Mauricio, República Democrática del Congo, República del Congo, República Dominicana, Rumania, San Marino, San Vicente y Granadinas, Santa Lucía, Senegal, Singapur, Siria, Sri Lanka, San Cristóbal y Nieves, Sudáfrica, Suecia, Suiza, Surinam,

Suazilandia, Tailandia, Tanzania, Togo, Túnez, Turquía, Uganda, Uruguay, Venezuela, Yibuti, Zambia y Zimbabue.

Para evaluar el crecimiento económico real, empleamos la tasa de crecimiento anual porcentual del PIB a precios de mercado expresados en dólares estadounidenses a precios constantes de 2000, tomados de la base de datos sobre indicadores de desarrollo del Banco Mundial (World Bank's Development Indicators: WDI). De esta misma base de datos se ha extraído la tasa anual del índice de precios de consumo (IPC) con la finalidad de analizar el comportamiento de la tasa de inflación.

En cuanto a los regímenes de tipo de cambio, se ha utilizado la “clasificación natural fina *de facto*”²⁴ de Reinhart y Rogoff (2004), actualizada hasta 2010 por Ilzetzki, Reinhart and Rogoff (2011). De acuerdo con estudios anteriores, se consideran tres categorías²⁵: los regímenes cambiarios fijos, intermedios y flexibles.

Debido a la disponibilidad de datos, nuestro período temporal cubre desde 1970 hasta 2010. Sin embargo, la muestra abarca un período de tiempo relevante, caracterizada por mercados relativamente abiertos e integrados durante el período posterior al sistema de relaciones comerciales y financieras establecidos en Bretton Woods.

4. 4. Estrategia empírica

Nuestra estrategia empírica consiste en la formación, a finales de cada año, de grupos de países para cada una de las tres categorías de regímenes cambiarios considerada (fijos,

²⁴ 1) régimen de cambio sin moneda nacional propia (por ejemplo, dolarización o eurorización); 2) tipo de cambio fijo pre-anunciado o caja de conversión; 3) tipo de cambio fijo pre-anunciado *de facto* con bandas de fluctuación iguales o inferiores a $\pm 2\%$; 4) tipo de cambio fijo *de facto*; 5) tipo de cambio fijo pre-anunciado con bandas de fluctuación deslizantes; 6) tipo de cambio fijo pre-anunciado con bandas de fluctuación deslizantes con bandas iguales o inferiores a $\pm 2\%$; 7) tipo de cambio fijo *de facto* con bandas de fluctuación deslizantes; 8) tipo de cambio fijo *de facto* con bandas de fluctuación deslizantes con bandas iguales o inferiores a $\pm 2\%$; 9) tipo de cambio fijo pre-anunciado con bandas de fluctuación deslizantes con bandas iguales o inferiores a $\pm 2\%$; 10) tipo de cambio fijo *de facto* con bandas de fluctuación deslizantes con bandas iguales o inferiores a $\pm 5\%$; 11) tipo de cambio fijo con bandas de fluctuación móviles con bandas iguales o inferiores a $\pm 2\%$ (es decir, permiten tanto apreciaciones como depreciaciones a lo largo del tiempo); 12) tipos de cambio de flotación controlada; 13) tipos de cambio de flotación libre; 14) tipos de cambio de caída libre y 15) mercados duales en los que no existen datos sobre el mercado paralelo.

²⁵ Consideraremos regímenes fijos desde el 1 hasta el 4 (ambos incluidos), intermedios desde el 5 hasta el 11 (ambos incluidos) y finalmente los flexibles desde la categoría 12 hasta la 15.

intermedios y flexibles) a partir de la información suministrada por la “clasificación natural fina” *de facto* de Reinhart y Rogoff (2004), actualizada a diciembre de 2010 por Ilzetzi, Reinhart y Rogoff (2011), para distinguir entre un rango amplio de regímenes cambiarios *de facto*.

De esta manera, a partir de 1970, construimos recursivamente los grupos de economías basados en la clasificación *de facto* y realizamos un seguimiento tanto de su crecimiento económico como de sus tasas de inflación. El reajuste dinámico de los grupos de países nos permite analizar la tasa media de los grupos de economías con esquemas cambiarios similares.

Este procedimiento evita la necesidad de suponer un canal específico a través del cual el régimen podría influir sobre el crecimiento y/o inflación, así como un tratamiento adecuado de paneles de datos no balanceados, en los cuales los países entran en la muestra en diferentes momentos del tiempo (o salen de la muestra, por ejemplo, debido a la adopción del euro). Además este enfoque produce resultados que son fácilmente interpretables en términos de importancia económica, ya que la diferencia en los diferenciales de crecimiento e inflación entre los distintos grupos proporciona directamente una estimación de cuánto mayor es la tasa de crecimiento o de inflación en aquellos países con un régimen determinado respecto a otros países con otra alternativa de esquemas cambiarios.

4. 5. Resultados empíricos

4. 5. 1. Crecimiento económico

Consideramos tres estadísticos para evaluar el comportamiento del crecimiento económico de cada grupo de países: la mediana, la media truncada al 20% y la media winsorizada²⁶ al 20%. El Cuadro 4. 1 (Panel A) presenta los resultados obtenidos para la

²⁶ Nótese que, en contraste con la media aritmética, las medias truncadas y winsorizada son medidas robustas de la tendencia central debido a que son menos sensibles a los valores extremos (Wilcox y Keselman, 2003). La media truncada descarta una determinada porción de la distribución de probabilidad o muestra en el extremo inferior y superior, mientras que la media winsorizada (denominada así en honor

totalidad de países en nuestra muestra. Como se puede apreciar, aquellos países que adoptan regímenes de tipo de cambio intermedios se caracterizan por un mayor crecimiento económico, mientras que las menores tasas de crecimiento se asocian con los tipos de cambio flexibles. Un contraste formal para evaluar estadísticamente la igualdad por esquemas cambiarios indica que efectivamente existen diferencias significativas entre las tasas de crecimiento de cada grupo de países. Este resultado coincide con Ghosh *et al.* (2002) y podría estar relacionado con el hecho de que, comparado con las soluciones esquina, los regímenes intermedios podrían alcanzar un mejor equilibrio entre la estabilidad del tipo de cambio fijo y la independencia de la política monetaria propia de un régimen flotante.

Cuadro 4. 1: Resultados empíricos para el crecimiento económico

	Mediana	Media winsorisada	Media truncada
<i>Panel A: Todos los países</i>			
Regímenes fijos	3,5726 (15,9831)	3,7309 (17,8092)	3,6871 (17,4534)
Regímenes intermedios	4,3534 (23,3072)	4,3822 (22,8686)	4,3939 (23,6684)
Regímenes flexibles	3,0327 (13,8638)	2,8332 (12,6824)	2,8946 (13,5147)
Fijos vs. Intermedios	7,1836 [0,0089]	5,2615 [0,0244]	6,3150 [0,0140]
Fijos vs. Flexibles	2,9811 [0,0881]	8,5958 [0,0044]	6,9402 [0,0101]
Intermedios vs. Flexibles	21,0823 [0,0000]	27,69833 [0,0000]	27,9794 [0,0000]

Notas: Debajo de los parámetros estimados se muestran entre paréntesis los correspondientes estadísticos *t* basados en los errores estándares de Newey y West (1987). XX vs. XX representan los contrastes de igualdad. Entre corchetes ofrecemos los *p*-valores asociados a estos contrastes.

a Charles P. Winsor) reemplaza los extremos más altos y los más bajos por el siguiente valor más alto y el siguiente valor más bajo, respectivamente.

Cuadro 4. 1: Resultados empíricos para el crecimiento económico (continuación)

	Mediana	Media winsorisada	Media truncada
<i>Panel B: Países de renta baja</i>			
Regímenes fijos	3,2957 (11,3223)	3,3726 (12,9016)	3,3347 (12,4205)
Regímenes intermedios	5,0982 (27,5644)	4,9080 (21,8960)	4,9480 (23,2159)
Regímenes flexibles	3,4073 (7,9990)	3,0791 (6,9267)	3,1173 (7,0735)
Fijos vs. Intermedios	27,0242 [0,0000]	19,7996 [0,0000]	22,0185 [0,0000]
Fijos vs. Flexibles	0,0469 [0,8292]	0,3239 [0,5713]	0,1774 [0,6750]
Intermedios vs. Flexibles	13,2573 [0,0006]	13,4955 [0,0005]	13,9845 [0,0004]
<i>Panel C: Países de renta media baja</i>			
Regímenes fijos	4,4863 (16,9195)	4,7064 (19,7568)	4,6226 (19,3172)
Regímenes intermedios	4,8720 (21,2966)	5,079281 (22,4644)	5,0118 (22,7599)
Regímenes flexibles	2,6446 (5,7975)	2,886295 (6,5608)	2,8433 (6,4773)
Fijos vs. Intermedios	1,2137 [0,2739]	1,2891 [0,2596]	1,4318 [0,2350]
Fijos vs. Flexibles	12,1832 [0,0009]	13,2358 [0,0006]	12,6664 [0,0000]
Intermedios vs. Flexibles	19,05231 [0,0001]	19,6565 [0,0000]	19,4969 [0,0000]
<i>Panel D: Países de renta media alta</i>			
Regímenes fijos	3,8560 (8,9645)	3,9899 (9,4291)	3,9493 (9,2975)
Regímenes intermedios	4,9756 (13,4232)	5,0149 (12,6031)	5,0118 (13,0271)
Regímenes flexibles	2,1240 (4,2902)	2,2018 (4,4284)	2,1854 (4,4058)
Fijos vs. Intermedios	3,8430 [0,0535]	3,1004 [0,0822]	3,4158 [0,0684]
Fijos vs. Flexibles	6,9984 [0,0098]	7,5009 [0,0076]	7,2957 [0,0084]
Intermedios vs. Flexibles	21,2946 [0,0000]	19,2752 [0,0000]	19,9958 [0,0000]

Notas: Debajo de los parámetros estimados se muestran entre paréntesis los correspondientes estadísticos t basados en los errores estándares de Newey y West (1987). XX vs. XX representan los contrastes de igualdad. Entre corchetes ofrecemos los p -valores asociados a estos contrastes.

Cuadro 4. 1: Resultados empíricos para el crecimiento económico (continuación)

	Mediana	Media winsorisada	Media truncada
<i>Panel E: Países de renta alta</i>			
Regímenes fijos	2,8685 (8,4902)	2,9258 (8,3221)	2,9145 (8,4712)
Regímenes intermedios	3,1549 (12,0952)	3,2097 (11,9013)	3,1875 (12,0717)
Regímenes flexibles	2,9031 (11,3381)	2,9253 (12,5832)	2,9321 (12,4916)
Fijos vs. Intermedios	0,4503 [0,5041]	0,4107 [0,5234]	0,3960 [0,5309]
Fijos vs. Flexibles	0,0067 [0,9351]	1,19E-06 [0,9991]	0,0018 [0,9664]
Intermedios vs. Flexibles	0,4744 [0,4929]	0,6381 [0,4268]	0,5222 [0,4720]

Notas: Debajo de los parámetros estimados se muestran entre paréntesis los correspondientes estadísticos *t* basados en los errores estándares de Newey y West (1987). XX vs. XX representan los contrastes de igualdad. Entre corchetes ofrecemos los *p*-valores asociados a estos contrastes.

Para evaluar la robustez de estos resultados, dividimos las economías objeto de estudio en cuatro grupos de niveles de renta empleando la clasificación del Banco Mundial (BM): renta baja, renta media baja, renta media alta y renta alta. Teniendo en cuenta que las clasificaciones de renta se fijan cada año en función de la renta per cápita, y que los puntos de corte establecidos por el BM van cambiando, permitiendo así dinámica en la categorización, procedemos a formar de nuevo de manera recursiva y para cada uno de estos cuarenta años los grupos de países basándonos esta vez tanto en las clasificaciones *de facto* como en los niveles de renta, evaluando sus tasas de crecimiento económico. Los Paneles de la B hasta la E en el Cuadro 4. 1 muestran los resultados. Como se puede apreciar, encontramos nuevamente que las tasas de crecimiento son mucho mayores en países con regímenes intermedios. Sin embargo, para las economías de rentas bajas, se detectan diferencias significativas entre esquemas fijos e intermedios y entre intermedios y flexibles, pero no entre fijos y flexibles. La diferencia anual de las tasas medianas de crecimiento entre los países de renta baja que adoptan un régimen intermedio frente a los fijos es de un 55% (46% y 48% para la tasas medias de crecimiento económico winsorisada y truncada, respectivamente). Al comparar las economías de renta baja asociadas a un régimen de tipos de cambio intermedio respecto de los flexibles muestran unas diferencias anuales de un 33% para el caso de la mediana (37% tanto para la tasa media winsorisada como la truncada).

Por otra parte, para los países de renta media baja y media alta, se registran diferencias significativas entre regímenes de tipos de cambio fijos y flexibles y entre intermedios y flexibles, pero no entre fijos e intermedios. Con independencia del criterio empleado, las economías de renta media baja superan el 40% al analizar las diferencias anuales entre las tasas de crecimiento propias de los regímenes intermedios frente a los flexibles, al igual que entre los fijos y los flexibles. Sin embargo, tales discrepancias se refuerzan aún más cuando se trata de los países de renta media alta. En concreto, la diferencia anual entre las tasas de crecimiento correspondientes a los regímenes fijos es de un 45% frente a los flexibles, con independencia del criterio empleado. Y las tasas de crecimiento asociadas a los sistemas intermedios frente a los flexibles presentan una diferencia de casi el 60% (exactamente un 57% en las tasas medianas y un 56% en las tasas medias winsorisadas y truncadas). Finalmente, para economías de renta alta, no se identifican diferencias significativas entre los regímenes cambiarios.

4. 5. 2. Inflación

Dado que los datos incluyen varias combinaciones fecha-país de hiperinflaciones, se ha considerado, al igual que en el caso del crecimiento económico, tres estadísticos para evaluar el comportamiento de la inflación en cada grupo de países: la mediana, la media winsorisada al 20% y la media truncada al 20%. El Cuadro 4. 2 (Panel A) presenta los resultados obtenidos para la totalidad de países objeto de estudio. Como se puede apreciar, aquellos países que adoptan regímenes cambiarios flexibles se caracterizan por elevadas tasas de inflación, mientras que las menores tasas de inflación se encuentran asociadas con los tipos de cambio fijos. Países con regímenes cambiarios intermedios ocupan una posición intermedia en sus registros de inflación. Más concretamente, la diferencia anual de la tasa de inflación mediana construida a partir del IPC es de 211% (270% y 243% para la inflación IPC media winsorisada y truncada, respectivamente) para países con regímenes flexibles respecto a países con regímenes cambiarios fijos, mientras que la diferencia anual de la tasa mediana de inflación del IPC es de 115% (156% y 137% para la inflación del IPC media winsorisada y truncada, respectivamente) para economías con regímenes de tipos de cambio flexible respecto de los países con regímenes intermedios. Un contraste formal de igualdad de medias indica que existen diferencias altamente significativas entre las tasas de inflación para cada

grupo de países, con independencia del criterio empleado en la evaluación. Estos resultados coinciden con Ghosh *et al.* (1996), Dornbusch (2001), De Grauwe y Schnabl (2004), entre otros.

Cuadro 4. 2: Resultados empíricos para la inflación

	Mediana	Media winsorisada	Media truncada
<i>Panel A: Todos los países</i>			
Regímenes fijos	5,3558 (8,4425)	5,7267 (8,7176)	5,5375 (8,5800)
Regímenes intermedios	7,7388 (18,3712)	8,2625 (18,8701)	8,0095 (18,7976)
Regímenes flexibles	16,6336 (11,8185)	21,1617 (11,9807)	19,0096 (12,3394)
Fijos vs. Intermedios	9,7924 [0,0026]	10,3172 [0,0020]	10,2171 [0,0021]
Fijos vs. Flexibles	53,3667 [0,0000]	67,08286 [0,0000]	65,0562 [0,0000]
Intermedios vs. Flexibles	36,6575 [0,0000]	50,2444 [0,0000]	47,3614 [0,0000]
<i>Panel B: Países de renta baja</i>			
Regímenes fijos	6,0519 (6,5389)	6,3573 (7,0431)	6,2641 (6,7548)
Regímenes intermedios	9,1185 (20,4070)	9,5350 (19,1123)	9,4297 (19,6025)
Regímenes flexibles	26,9351 (8,2112)	27,8341 (8,5302)	27,4676 (8,4181)
Fijos vs. Intermedios	8,9036 [0,0042]	9,4934 [0,0031]	9,1822 [0,0036]
Fijos vs. Flexibles	37,5409 [0,0000]	40,2420 [0,0000]	39,0722 [0,0000]
Intermedios vs. Flexibles	28,9626 [0,0000]	30,7319 [0,0000]	29,9103 [0,0000]
<i>Panel C: Países de renta media baja</i>			
Regímenes fijos	5,4061 (8,8666)	5,7211 (8,9889)	5,6268 (8,8973)
Regímenes intermedios	9,0728 (17,0937)	9,7095 (17,5045)	9,4847 (17,6838)
Regímenes flexibles	32,6045 (8,5401)	38,5489 (7,0507)	36,7142 (7,3656)
Fijos vs. Intermedios	20,5742 [0,000]	22,3185 [0,0000]	21,6459 [0,0000]
Fijos vs. Flexibles	49,4898 [0,0000]	35,5696 [0,0000]	38,2806 [0,0000]
Intermedios vs. Flexibles	37,2700 [0,0000]	27,5401 [0,0000]	29,5000 [0,0000]

Notas: Debajo de los parámetros estimados se muestran entre paréntesis los correspondientes estadísticos *t* basados en los errores estándares de Newey y West (1987). XX vs. XX representan los contrastes de igualdad. Entre corchetes ofrecemos los *p*-valores asociados a estos contrastes.

Cuadro 4. 2: Resultados empíricos para la inflación (continuación)

	Mediana	Media winsorisada	Media truncada
<i>Panel D: Países de renta media alta</i>			
Regímenes fijos	5,4215 (6,9562)	5,8437 (7,6474)	5,7289 (7,4901)
Regímenes intermedios	8,9579 (14,8808)	10,3325 (11,3334)	9,9866 (12,5957)
Regímenes flexibles	29,0878 (7,0221)	32,8544 (7,6119)	32,1460 (7,5548)
Fijos vs. Intermedios	12,6129 [0,0007]	14,3900 [0,0003]	14,9349 [0,0002]
Fijos vs. Flexibles	31,5259 [0,0000]	37,9721 [0,0000]	37,3385 [0,0000]
Intermedios vs. Flexibles	23,1272 [0,0000]	26,0647 [0,0000]	26,2113 [0,0000]
<i>Panel E: Países de renta alta</i>			
Regímenes fijos	4,2473 (8,2674)	4,4036 (8,5557)	4,3518 (8,4547)
Regímenes intermedios	5,0742 (9,2179)	5,1206 (9,1513)	5,1013 (9,2041)
Regímenes flexibles	7,9865 (5,6793)	8,5081 (5,5316)	8,3811 (5,6408)
Fijos vs. Intermedios	1,2060 [0,2754]	0,8893 [0,3485]	0,98118 [0,3247]
Fijos vs. Flexibles	6,2377 [0,0158]	6,4041 [0,0147]	6,5661 [0,0135]
Intermedios vs. Flexibles	3,7190 [0,0593]	4,2838 [0,0436]	4,2775 [0,0437]

Notas: Debajo de los parámetros estimados se muestran entre paréntesis los correspondientes estadísticos *t* basados en los errores estándares de Newey y West (1987). XX vs. XX representan los contrastes de igualdad. Entre corchetes ofrecemos los *p*-valores asociados a estos contrastes.

Para evaluar la robustez de los resultados, dividimos de nuevo las economías objeto de estudio en cuatro grupos de niveles de renta empleando la clasificación del BM: renta baja, renta media baja, renta media alta y renta alta. Teniendo en cuenta que las clasificaciones de renta se fijan cada año en función de la renta per cápita y que los puntos de corte establecidos por el BM van cambiando, permitiendo así dinámica en la categorización, procedemos una vez más a formar de nuevo de manera recursiva grupos de países basándonos tanto en las clasificaciones *de facto* como en los niveles de renta, evaluando sus tasas de inflación. Los Paneles de la B hasta la E en el Cuadro 4. 2 muestran los resultados. Como se puede apreciar, se detecta nuevamente que las tasas de inflación son significativamente mucho mayores en países con regímenes cambiarios flexibles, que las menores tasas de inflación se encuentran asociadas con los fijos y, que

los regímenes intermedios muestran una posición equidistante en cuanto a las tasas de inflación se refiere. Esta discrepancia entre fijos y flexibles se aprecia mejor en el caso de los países de renta media baja, ya que la diferencia anual de la tasa de inflación medida a partir del IPC entre los países que adoptan un régimen flexible frente a los fijos es de 503% (574% y 552% para la tasa media de inflación del IPC winsorisada y truncada, respectivamente). Las menores tasas de inflación se obtienen para las economías de rentas altas con regímenes cambiarios fijos: 4,2473 para la inflación mediana, 4,4036 para la inflación media winsorisada y 4,3518 para la inflación media truncada. Con independencia del nivel de renta, encontramos que los países con regímenes intermedios presentan una posición intermedia en los registros de inflación. Sin embargo, para las economías de renta altas, no existen diferencias significativas entre los regímenes monetarios fijos e intermedios en relación al comportamiento de las tasas de inflación, aunque éste último sea 1,2 veces el primero con independencia del criterio empleado en la evaluación.

4. 6. Conclusiones

Una pregunta perenne en la economía internacional, ya sea en los círculos académicos o políticos, se refiere a la elección óptima del régimen de tipo de cambio. Una gran cantidad de estudios empíricos han analizado si los regímenes monetarios significan un factor importante para explicar tanto el crecimiento económico como el comportamiento de la inflación. Sin embargo, la evidencia se encuentra lejos de ser unívoca.

Basado en un conjunto de datos de 123 economías, abarcando el período 1970-2010, tanto para países desarrollados como en desarrollo, este capítulo investiga empíricamente tanto la relación entre los regímenes cambiarios y el crecimiento económico como el vínculo entre los distintos regímenes de tipos de cambio con el comportamiento de la inflación.

Nuestros resultados sugieren que aquellos países que adoptan regímenes de tipo de cambio intermedios se caracterizan por un mayor crecimiento económico, mientras que las menores tasas de crecimiento se asocian con los tipos de cambio flexibles. Tras

controlar por los niveles de renta, se reitera la conclusión previamente obtenida: las tasas de crecimiento económico son mucho mayores en economías que adoptan regímenes intermedios. Sin embargo, cabe mencionar que en los países clasificados como rentas bajas, se detectan diferencias significativas entre regímenes fijos e intermedios y entre intermedios y flexibles, pero no entre fijos y flexibles. Por su parte, los países de renta media baja y media alta, registran diferencias significativas entre regímenes de tipos de cambio fijos y flexibles y entre intermedios y flexibles, pero no entre fijos e intermedios. Sin embargo, para economías de renta alta, no se identifican diferencias significativas entre los regímenes cambiarios.

En relación a la segunda variable objeto de estudio, se ha encontrado que los países con regímenes flexibles se caracterizan por mayores tasas de inflación, mientras que las menores tasas se asocian con los fijos y que los países con esquemas intermedios ocupan una posición equidistante en los registros de inflación. Esta conclusión se mantiene cuando se analizan a las economías por niveles de renta, excepto para el caso de los países de renta alta, donde no se encuentran diferencias significativas entre los regímenes fijos e intermedios en el comportamiento de la inflación. Nuestros resultados sugieren que las tasas de inflación del IPC más elevadas se encuentran asociadas a los países de renta media baja con sistemas cambiarios flexibles, mientras que las tasas de inflación del IPC más bajas se encuentran presentes en los países de renta alta con regímenes fijos. Por tanto, se puede concluir que los regímenes cambiarios fijos tienen un efecto significativo sobre el comportamiento de la inflación.

Consideramos que nuestros resultados pueden tener un significado práctico para inversores y gestores de la política económica, así como servir de sugerencias para posteriores desarrollos teóricos para aquellos investigadores académicos cuyo interés sea el comportamiento de los regímenes cambiarios.

Referencias

- Arellano, M. y Bond, S. (1991): Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies*, **58**, 277-297.
- Bailliu, J., Lafrance, R. y Perrault, J. F. (2003): Does exchange rate policy matter for growth?, *International Finance*, **6**, 381-414.
- Barro, R. J. y Gordon, D. B. (1983): Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy, *Journal of Monetary Economics*, **12**, 101-121.
- Benigno, P. y Missale, A. (2004): High public debt in currency crises: fundamental versus signaling effects, *Journal of International Money and Finance*, **23**, 165-188.
- Bleaney, M. y Francisco, M. (2007): Exchange rate regime, inflation and growth in developing economies: an assessment, *The BE Journal of Macroeconomics*, **7**, 1-18.
- Calvo, G. A. y Mishkin, F. S. (2003): The mirage of exchange rate regimes for emerging market countries, *The Journal of Economic Perspectives*, **17**, 99-118.
- Canavan, C. y Tommasi, M. (1997): On the credibility of alternative exchange rate regimes, *Journal of Development Economics*, **54**, 101-122.
- Crocket, A. y Goldstein, M. (1976): Inflation under fixed and flexible exchange rates, *IMF Staff Papers*, **23**, 509-544.
- De Grauwe, P. y Schnabl, G. (2004): Exchange rates regimes and macroeconomic stability in Central and Eastern Europe, Working Paper No. 1182, CESifo, Munich.
- De Grauwe, P. y Schnabl, G. (2008): Exchange rate stability, inflation and growth in (South) Eastern and Central Europe, *Review of Development Economics*, **12**, 530-549.
- Dornbusch, R. (2001): Fewer monies better monies: discussion on exchange rates and the choice of monetary-policy regimes, *The American Economic Review*, **91**, 238-242.
- Edwards, S. y Levy-Yeyati, E. L. (2003): Flexible exchange rates as shock absorbers, *European Economic Review*, **49**, 2079-2105.
- Edwards, S. y Magendzo, I. I. (2003): Dollarization and economic performance: what do we really know?, *International Journal of Finance & Economics*, **8**, 351-363.
- Friedman, M. (1953): The case for flexible exchange rates, en M. Friedman (ed.), *Essays in Positive Economics*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 157-203.
- Ghosh, A. R., Ostry, J. D., Gulde, A. M. y Wolf, H. C. (1996): Does the exchange rate regime matter for inflation and growth?, *IMF Economic Issues*, **2**.
- Ghosh, A. R., Ostry, J. D., Gulde, A. M. y Wolf, H. C. (1997): Does the nominal exchange rate regime matter?, Working Paper No. 5874, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Ghosh, A., Gulde, A. y Wolf, H. (2002): *Exchange Rate Regimes: Choices and Consequences*, MIT Press, Cambridge, MA.

Giavazzi, F. y Giovannini, A. (1989): Monetary policy interactions under managed exchange rates, *Economica*, **56**, 199-213.

Heenan, G., Peter, M. y Roger, S. (2006): Implementing inflation targeting: institutional arrangements, target design and communication, Working Paper No. 06-278, Fondo Monetario Internacional, Washington.

Husain, A. M., Mody, A. y Rogoff, K. S. (2005): Exchange rate regime durability and performance in developing versus advanced economies, *Journal of Monetary Economics*, **52**, 35-64.

Ilzetzki, E. O., Reinhart, C. M., Rogoff, K. S. (2011): Exchange rate arrangements entering the 21st century: which anchor will hold?, mimeo, University of Maryland and Harvard University.

Kydland, F. E. y Prescott, E. C. (1977): Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans, *Journal of Political Economy*, **85**, 473-492.

Lasarte, E. y Pérez, J. L. (2011): Regímenes de tipo de cambio y crecimiento económico, ponencia presentada al XIV Encuentro de Economía Aplicada, Huelva, 2 y 3 de junio.

Mishkin, F. (2004): Can inflation targeting work in emerging market countries?, Working Paper No. 10646, Massachusetts: National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Mohanty, B. y Bhanumurthy, N. R. (2014): Exchange rate regimes and inflation: evidence from India, Working Paper No. 2014-130, National Institute of Public Finance and Policy, New Delhi.

Moreno, R. (2001): Pegging and stabilization policy in developing countries, *Economic Review of the Federal Reserve Bank of San Francisco*, **12**, 17-29.

Mundell, R. A. (1995): Exchange rate systems and economic growth, *Rivista di Politica Economica*, **83**, 3-36.

Newey, W. K., y Kenneth, D. W. (1987): A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica*, **55**, 703-708.

Obstfeld, M. y Rogoff, K. (2000): New directions for stochastic open economy models, *Journal of International Economics*, **50**, 117-153.

Petreski, M. (2009): Exchange-rate regime and economic growth: a review of the theoretical and empirical literature, Economics Discussion Paper No. 2009-31, Kiel Institute for the World Economy, Kiel.

Reinhart, C. M. y Rogoff, K. S. (2004): The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation, *Quarterly Journal of Economics*, **119**, 1-48.

Schmidt-Hebbel, K. (2006): La gran transición de regímenes cambiarios y monetarios en América Latina, *Economic Policy Paper*, Central Bank of Chile, **17**, 1-35.

Scott, R. (2010): Veinte años de metas de inflación, *Finanzas y Desarrollo*, **47**, 1-4.

Tornell, A. y Velasco, A. (2000): Fixed versus flexible exchange rates: which provides more fiscal discipline?, *Journal of Monetary Economics*, **45**, 399-436.

von Hagen, J. y Zhou, J. (2005): The choice of exchange rate regimes: an empirical analysis for transition economies, *The European Bank for Reconstruction and Development*, **13**, 679-703.

Wilcox, R. R. y Keselman, H. J. (2003): Modern robust data analysis methods: measures of central tendency, *Psychological Methods*, **8**, 254-274.

Capítulo 5:

DETECCIÓN DE BANDAS IMPLÍCITAS DE FLUCTUACIÓN Y SU CREDIBILIDAD EN PAÍSES PERTENECIENTES A LA UNIÓN EUROPEA Y CANDIDATOS

5. 1. Introducción

5. 2. Metodología y sus principales resultados

5. 2. 1. Bandas implícitas de fluctuación

5. 2. 2. Detección de las bandas implícitas de fluctuación

5. 3. Contrastes de credibilidad de las bandas de fluctuación

5. 3. 1. Contraste simple de Svensson

5. 3. 2. Contraste del método del ajuste a la deriva

5. 3. 3. Modelos de elección discreta

5. 3. 4. Resultados empíricos de los contrastes de credibilidad de las bandas de fluctuación

5. 4. Conclusiones

Referencias

Anexo A

5. 1. Introducción

En este capítulo investigaremos la existencia de bandas implícitas de fluctuación a través de tres procedimientos secuenciales alternativos, basados en la dinámica del tipo de cambio mensual durante el período 1999-2012. En primer lugar, estudiaremos las economías que ya forman parte de la Unión Europea (UE), tanto las que se incorporaron el 1 de mayo de 2004 (Chipre, República Checa, Estonia, Hungría, Letonia, Lituania, Malta, Polonia, Eslovaquia y Eslovenia), como las que lo hicieron el 1 de enero de 2007 (Bulgaria y Rumanía). En segundo lugar, analizaremos el comportamiento experimentado por los países candidatos durante el período muestral analizado (Croacia²⁷, Islandia, la antigua República Yugoslava de Macedonia, Serbia y Turquía).

Teniendo en cuenta que el propósito de los Estados miembros de la UE es pasar a una siguiente fase del proceso de integración (pertenecer a la Unión Económica y Monetaria, UEM), debe observarse un mayor compromiso por parte de estas economías, ya que el acceder a la UEM supone el reemplazo de las monedas nacionales por una moneda común (el euro) y la simultánea adopción de una única política monetaria establecida por el Banco Central Europeo (BCE) para toda la Zona Euro.

Otro de los requisitos fundamentales, exigido para su ingreso en la Zona Euro, consiste en que las autoridades nacionales han de coordinar sus políticas económicas en los términos establecidos en el Pacto de Estabilidad y Crecimiento (PEC) para el beneficio de la UE como un conjunto. Por este motivo, estos países son sometidos a objeto de estudio con la finalidad de comprobar si dichas economías están cumpliendo los llamados criterios de Maastricht o criterios de convergencia. Estas condiciones fueron aprobadas en 1991 y su propósito es la consecución de cuatro objetivos básicos: la estabilidad de precios, la duración de la convergencia, la obtención de unas finanzas públicas saneadas y sostenibles, y la estabilidad cambiaria. La motivación de este capítulo se fundamenta en la evaluación de este último requerimiento debido a sus importantes implicaciones en la economía, ya que la ausencia de fenómenos

²⁷ Aunque Croacia se convirtió en el Estado miembro número 29 de la UE el 1 de julio de 2013, lo consideraremos como país candidato, ya que ese era su estatus durante la muestra examinada.

caracterizados por fluctuaciones severas en el tipo de cambio, garantizan un contexto de estabilidad macroeconómica y un ambiente favorable para la inversión.

El 1 de enero de 1999 se creó el Mecanismo de Tipos de Cambio II (MTC II) como una estructura a través de la cual se ayudaba a las economías candidatas a enfrentarse con un escenario similar al que se van a encontrar una vez formen parte de la Zona Euro. Ante cualquier perturbación, el país no podrá responder devaluando su moneda con la finalidad de impulsar sus exportaciones y reducir sus importaciones. Por este motivo, los órganos responsables (el BCE y la Comisión Europea) investigan si al menos durante dos años de participación en el MTC II, los países candidatos a la Zona Euro no han experimentado fluctuaciones severas de sus monedas respecto al euro, demostrando que serán capaces de actuar correctamente ante cualquier perturbación una vez pertenezcan a la UE. De esta manera, se consigue evitar perjudicar la estabilidad económica de la UE en su conjunto. Si el informe de convergencia indica el cumplimiento de los criterios de Maastricht, entonces el Consejo de Asuntos Económicos y Financieros (ECOFIN) decide el tipo de paridad central entre la moneda nacional y el euro. Además establece unas bandas de fluctuación de $\pm 15\%$ respecto de ese tipo central, proporcionándoles a las economías la opción de estrechar aún más dichas bandas si así lo consideran oportuno.

Por otra parte, basándonos en la fuerte evidencia empírica que acredita la tendencia por parte de las autoridades monetarias a desviarse respecto del acuerdo cambiario al cual se han comprometido [véanse, por ejemplo, Bubula y Ötoker-Robe (2002), Shambaugh (2003), Reinhart y Rogoff (2004) y Levy-Yeyati y Sturzenegger (2003), explicados con detalle en el Capítulo 3], nuestro principal interés en este capítulo es la detección de las bandas de fluctuación *de facto* en los 17 países previamente mencionados.

Este capítulo se estructura de la siguiente manera. La próxima sección explica la metodología empleada sobre la evolución de los tipos de cambio frente al euro, extrayendo a su vez las principales conclusiones país por país sobre la presencia de bandas *de facto* de fluctuación de los diecisiete países objeto de estudio. La sección 5. 3,

en sus tres primeros epígrafes, revisa en profundidad tres instrumentos como medida de robustez para determinar la credibilidad de las bandas de fluctuación identificadas previamente en la sección anterior; para en el último epígrafe, identificar en cada caso particular los subperíodos asociados a la ausencia de credibilidad en el sistema cambiario. Finalmente, la sección 5. 4 ofrece las conclusiones más relevantes de este capítulo.

5. 2. Metodología y sus principales resultados

5. 2. 1. Bandas implícitas de fluctuación

En primer lugar, el procedimiento descriptivo empleado por Reinhart y Rogoff (2004) se fundamenta en la variación porcentual mensual del valor absoluto del tipo de cambio. Su método consiste en calcular las probabilidades de que dicha variación se mantenga dentro de una determinada banda, que puede ser del ± 1 , ± 2 ó $\pm 5\%$, durante dos o cinco años rodantes. Atendiendo a este criterio, si dicha probabilidad supera o iguala el 80%, que es el umbral considerado en este procedimiento, concluiremos la existencia de un sistema cambiario fijo *de facto* durante el tiempo en el que se mantenga dicho porcentaje.

Sin embargo, uno de los inconvenientes de este método, según señalan Ledesma *et al.* (2005a), es la carencia de una contrastación estadística en los resultados obtenidos. Para subsanar esta debilidad, estos autores proponen un contraste cuya hipótesis nula (H_0) afirma que la probabilidad de que la variación porcentual mensual del tipo de cambio se mantenga dentro de una banda del ± 1 ó $\pm 2\%$ durante 24 meses consecutivos (incluyendo el actual) sea menor o igual que el mismo umbral establecido por el procedimiento anterior (0,8).

Uno de los requisitos necesarios para aplicar dicho procedimiento es garantizar la normalidad y la ausencia de correlación serial en cada una de las series a analizar. Por este motivo, se aplica los contrastes estadísticos de Jarque-Bera, de Kolmogorov-Smirnov y de von-Neumann. Habiendo confirmado estas dos propiedades, se procede a realizar el contraste que, de manera formal, se puede expresar de la siguiente manera:

$$H_0: p \leq p_0$$

$$H_1: p > p_0$$

donde p representa la proporción poblacional y p_0 es la probabilidad o umbral establecido. Por tanto, este contraste sirve para determinar si la proporción poblacional es menor o igual que una determinada frecuencia p_0 . En el caso de no rechazar la hipótesis nula nos encontraríamos ante una ausencia de bandas de fluctuación del porcentaje correspondiente a lo largo del período analizado. Según Ledesma *et al.* (2005a), la región de aceptación de la hipótesis nula sucede cuando $\hat{p} \leq \varepsilon$, siendo \hat{p} la proporción muestral estimada y $\varepsilon = p_0 + z_{1-\alpha} \frac{\sqrt{p_0 q_0}}{\sqrt{n}}$, donde $z_{1-\alpha}$ es el valor crítico de la distribución normal estándar al $1-\alpha$ de nivel de confianza. Por otra parte, $\frac{\sqrt{p_0 q_0}}{\sqrt{n}}$ indica la desviación poblacional, $q_0 = 1 - p_0$ y n es el tamaño muestral.

Otra variante que, también permite filtrar los resultados por su significación estadística para la identificación de las bandas implícitas de fluctuación, se propone en Ledesma *et al.* (2005b). A diferencia del método anterior, este enfoque no ofrece un contraste sobre las probabilidades, sino directamente sobre las variaciones absolutas porcentuales mensuales del tipo de cambio. Basándonos en la normalidad e independencia, este criterio contrasta si la media de tales variaciones es significativamente inferior al ± 1 ó $\pm 2\%$ durante un período de 24 meses consecutivos:

$$H_0: \mu \leq \mu_0$$

$$H_1: \mu > \mu_0$$

donde μ representa la media poblacional de dichas variaciones y μ_0 es una media dada (± 1 ó $\pm 2\%$). En este contraste, la región de aceptación sucede cuando $\bar{x} \leq \varepsilon$, siendo \bar{x} la media muestral y $\varepsilon = \mu_0 + t_{1-\alpha} \frac{S}{\sqrt{n}}$ donde $t_{1-\alpha}$ es el valor crítico de la distribución t de Student al nivel de confianza $1 - \alpha$, la S es la cuasivarianza y n es el tamaño de la muestra.

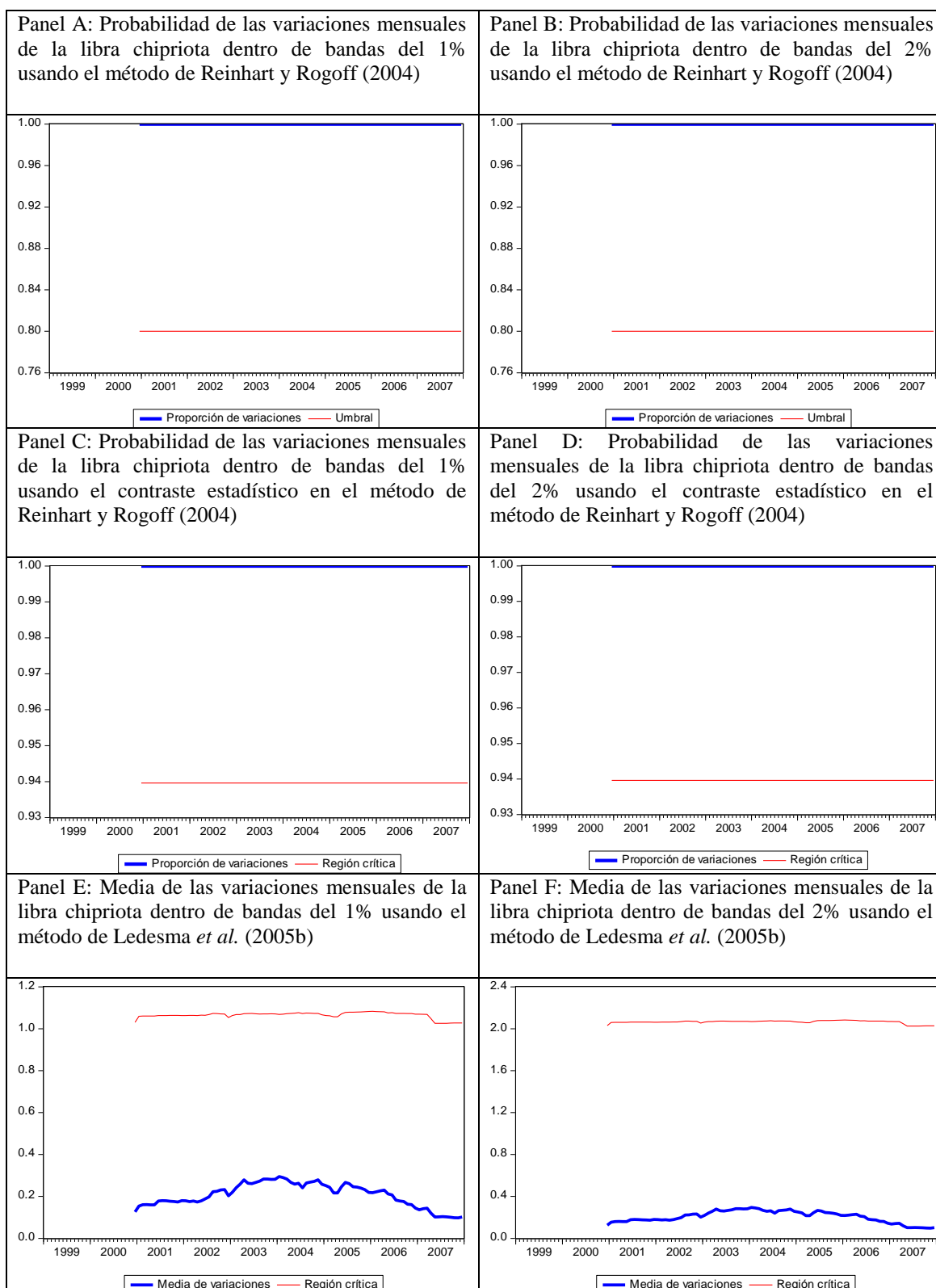
5. 2. 2. Detección de las bandas implícitas de fluctuación

En esta sección procederemos a la detección de las bandas de fluctuación *de facto* de los tipos de cambio para los diecisiete países durante el período 1999:01-2012:12 a partir de estos tres métodos alternativos. Los datos mensuales, correspondientes al tipo de cambio al contado expresado como el número de unidades de moneda nacional por una unidad de moneda extranjera, han sido extraídos del BCE y del Eurostat²⁸ para cada uno de los países estudiados. A continuación, expondremos las principales conclusiones sobre las bandas implícitas de fluctuación país por país, apoyándonos en los Gráficos 5. 1-5. 17.

Chipre: Siguiendo el criterio de Reinhart y Rogoff (2004), se puede apreciar cómo la probabilidad de que la variación porcentual mensual del valor absoluto del tipo de cambio libra chipriota/euro (CYP/EUR) supera claramente el umbral establecido, tanto al analizar las posibles bandas del $\pm 1\%$ como las de $\pm 2\%$ (Gráfico 5. 1, Paneles A y B, respectivamente). Este resultado pone de manifiesto el cumplimiento por parte de la economía chipriota del criterio de estabilidad cambiaria, ya que, según este procedimiento, se detecta la existencia de bandas implícitas de fluctuación de ± 1 y $\pm 2\%$ a lo largo de todo el período de análisis, permitiendo así su incorporación a la Zona Euro el 1 de enero de 2008. Esta conclusión se confirma tras proceder al contraste estadístico sobre dicha probabilidad (véase el Gráfico 5. 1, Paneles C y D, donde la proporción de variaciones porcentuales mensuales del tipo de cambio supera en ambos casos las regiones críticas). El último indicador basado directamente en el contraste estadístico sobre las variaciones absolutas porcentuales ratifica la presencia de bandas de ± 1 y $\pm 2\%$ en el 100% de nuestro período muestral (Gráfico 5. 1, Paneles E y F, respectivamente).

²⁸ De la base de datos del Eurostat hemos extraído los tipos de cambio medios correspondientes a la mayoría de los países: Bulgaria, Croacia, Hungría, Islandia, Letonia, Lituania, Macedonia, Polonia, República Checa, Rumanía, Serbia y Turquía. El resto de tipos de cambio medios se ha obtenido a través del BCE.

Gráfico 5. 1: Detección de bandas de fluctuación de facto de la libra chipriota



República Checa: Si bien es cierto que no se encuentra evidencia de la existencia de bandas de fluctuación de $\pm 1\%$ para el tipo de cambio corona checa/euro (CZK/EUR) en ningún subperíodo (Gráfico 5. 2, Panel A), contrastado además empíricamente en el Gráfico 5. 2 (Panel C); la probabilidad de que las variaciones porcentuales sobrepasen el umbral cuando se estudian las bandas de $\pm 2\%$ (Gráfico 5. 2, Panel B) sucede en la mayor parte del período, representando el 65,50% de la muestra (1999:01-2008:07, 2011:06-2012:04 y 2012:07-2012:12). El contraste propuesto por Ledesma *et al.* (2005a) es aún más selectivo, detectando tan solo un 36,84% de la muestra en donde la probabilidad de hallarse dentro de la banda $\pm 2\%$ es superior al 80%. Tal y como se observa en el Gráfico 5. 2 (Panel D), se distinguen los siguientes subperíodos: 1999:01-2002:03 y 2004:03-2008:01. Nuevamente, la existencia de un régimen cambiario fijo *de facto* vuelve a ser constatada con el último criterio, disponiendo de un porcentaje de la muestra más elevado. En concreto, se detectan bandas de fluctuación de $\pm 1\%$ en el 71,93% de la muestra para los subperíodos 1999:01-2008:10 y 2010:12-2012:12 (Gráfico 5. 2, Panel E) y de $\pm 2\%$ para todo el período objeto de estudio (Gráfico 5. 2, Panel F).

Gráfico 5. 2: Detección de bandas de fluctuación *de facto* de la corona checa

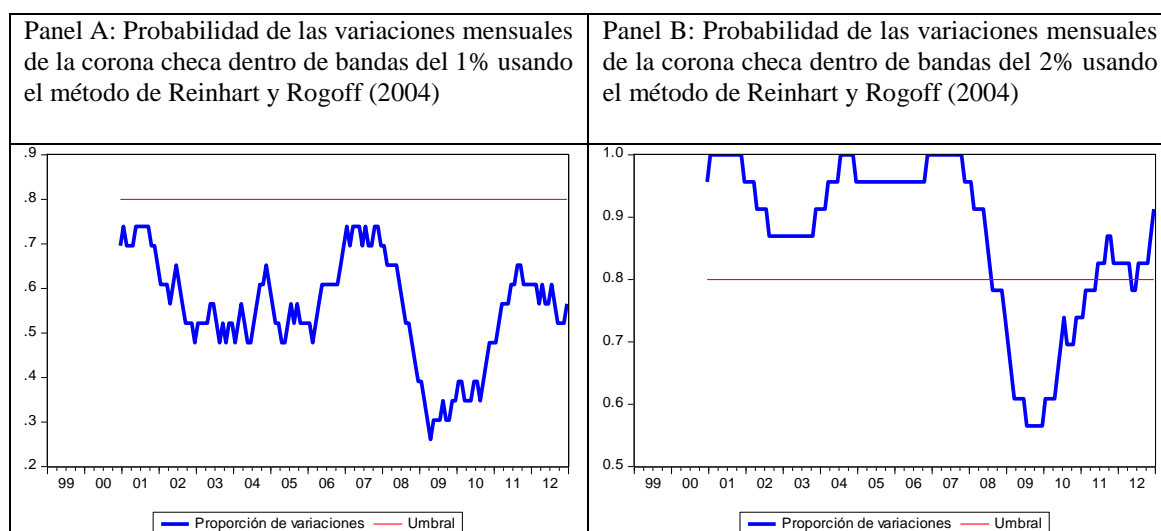
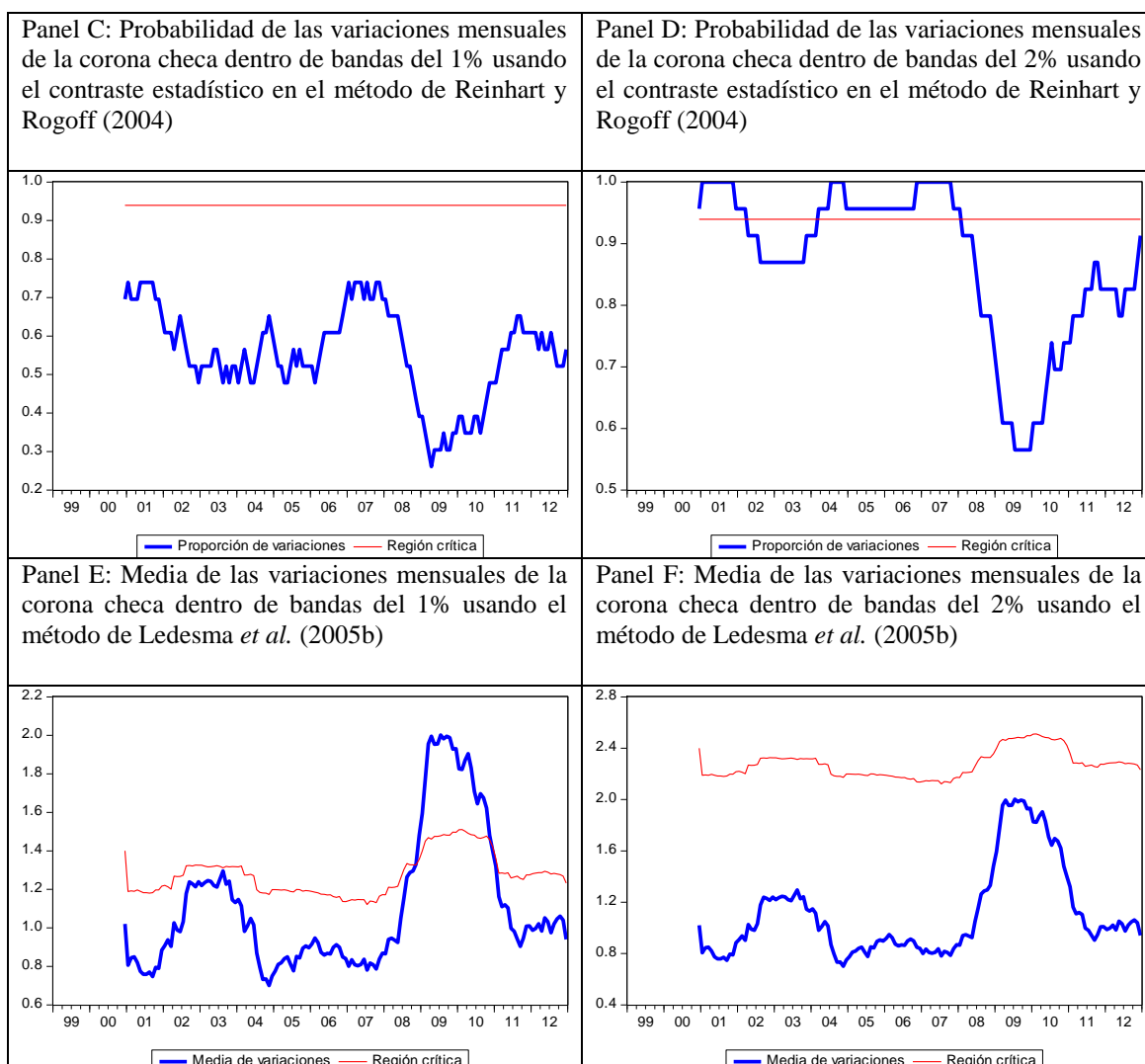
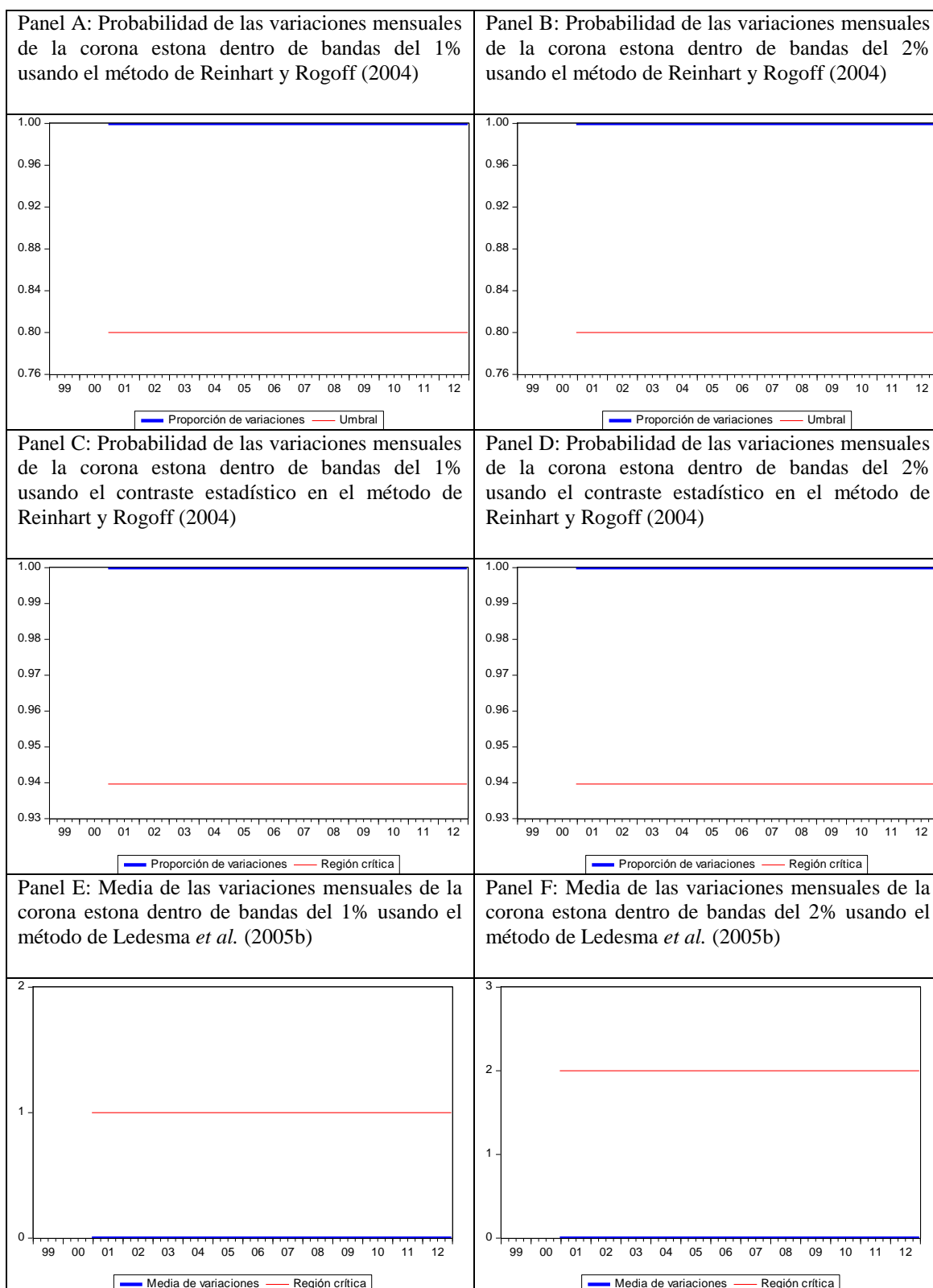


Gráfico 5. 2: Detección de bandas de fluctuación *de facto* de la corona checa (continuación)



Estonia: Los tres procedimientos recursivos empleados en este capítulo, con la finalidad de detectar la presencia de bandas de fluctuación *de facto*, nos confirman el régimen cambiario adoptado por este país desde 1992, una caja de conversión (*currency board*). Esta afirmación se fundamenta en la identificación en el tipo de cambio corona estona/euro (EEK/EUR) de bandas no sólo de $\pm 2\%$, sino aún más estrechas, en concreto, de $\pm 1\%$ durante todo el período muestral (véase el Gráfico 5. 3, Paneles B, D, F y Paneles A, C y E, respectivamente).

Gráfico 5. 3: Detección de bandas de fluctuación *de facto* de la corona estona



Hungría: Al analizar el tipo de cambio forint húngaro/euro (HUF/EUR), la banda de $\pm 1\%$, únicamente en el 7,02% de la muestra (1999:01-2001:11), se encuentra asociada a la situación en la cual la probabilidad de la variación del tipo de cambio sobrepasa el límite que Reinhart y Rogoff (2004) han establecido en el 80% (Gráfico 5. 4, Panel A). Sin embargo, basándonos en el contraste estadístico sobre la probabilidad, no se aprecia ningún subperíodo dentro de dicha banda (Gráfico 5. 4, Panel C). Por el contrario, el procedimiento de Ledesma *et al.* (2005b) determina que casi la mitad de la muestra (46,78%) tiene asociada unas bandas de $\pm 1\%$ (coincidiendo con 1999:01-2006:10 y 2011:03-2011:10), tal y como se observa en el Gráfico 5. 4 (Panel E). Tales diferencias entre las conclusiones de los métodos, también hace acto de presencia al estudiar las posibles bandas de $\pm 2\%$. Las subetapas reconocidas por el primer método empleado (1999:01-2006:10 y 2011:06-2011:08) representan un 43,27% del período muestral, a diferencia del segundo que, tras el contraste estadístico, sólo identifica un 4,68% (1999:01-2001:05, 2003:05 y 2006:02). Por último, y en contraposición con los dos anteriores, el método propuesto por Ledesma *et al.* (2005b) garantiza la existencia de bandas de $\pm 2\%$ en el 100% de la muestra (Gráfico 5. 4, Panel F).

Gráfico 5. 4: Detección de bandas de fluctuación *de facto* del forint húngaro

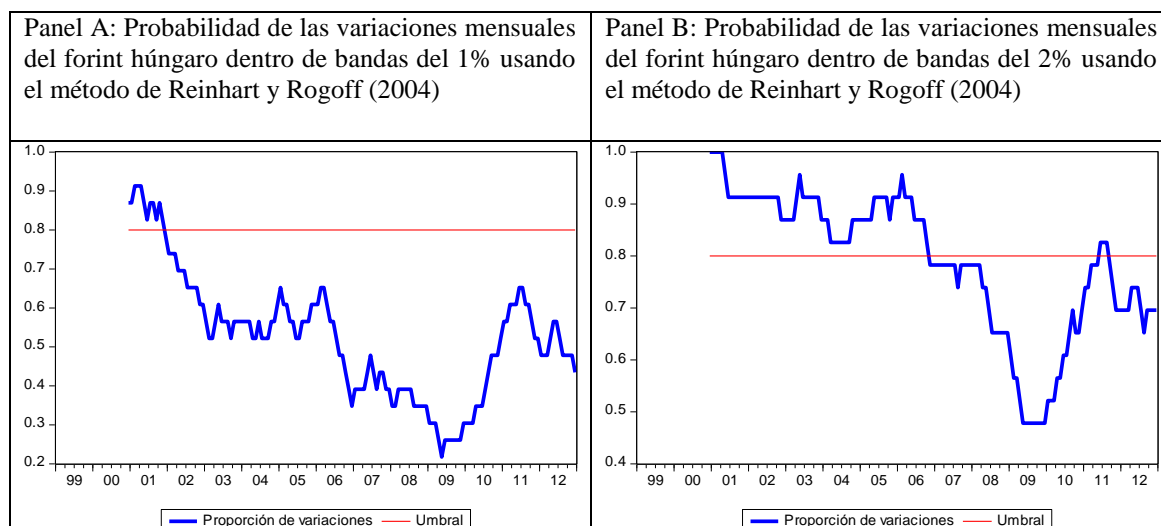
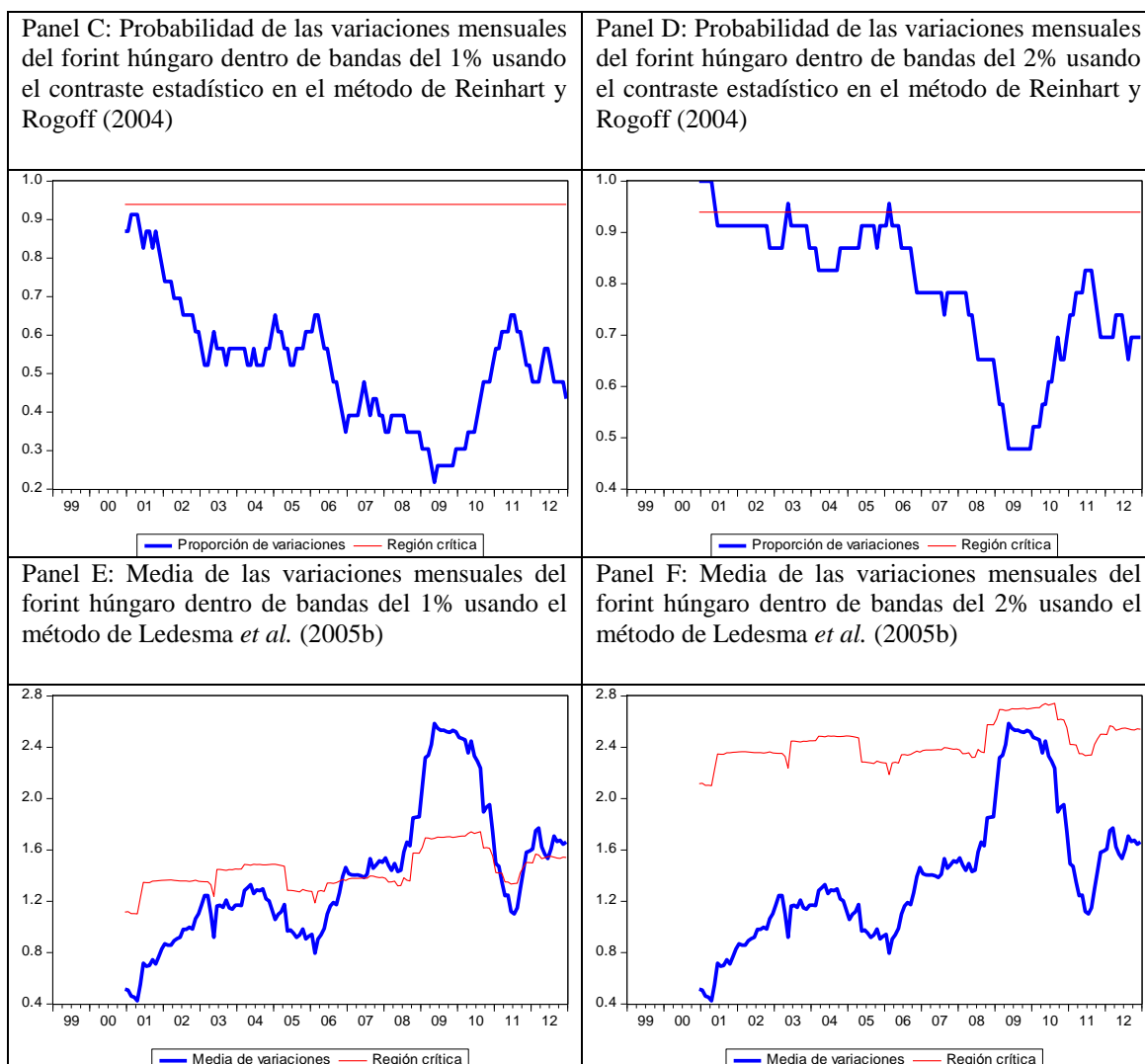


Gráfico 5. 4: Detección de bandas de fluctuación *de facto* del forint húngaro (continuación)



Letonia: El contraste estadístico planteado sobre la probabilidad, delimita aún más los subperíodos en los cuales la evolución del tipo de cambio lat letón/euro (LVL/EUR) se encuentra acotada por unas bandas de fluctuación de $\pm 1\%$ o de $\pm 2\%$ al compararse con el procedimiento de Reinhart y Rogoff (2004). En concreto, determinan un 33,33% de la muestra, cuyas subetapas asociadas son 2006:10-2007:04 y 2009:02-2012:12 (Gráfico 5. 5, Panel C) y un 56,14% correspondiéndose con la subetapa 2005:04-2012:12 (Gráfico 5. 5, Panel D), para las bandas de $\pm 1\%$ y $\pm 2\%$, respectivamente. Mientras que, para estas mismas amplitudes de bandas, con el primer mecanismo se obtiene un 50,29% (2006:02-2012:12) y un 69,60% (2002:11-2003:04, 2003:07-2003:11 y 2004:04-2012:12), respectivamente (Gráfico 5. 5, Paneles A y B). Finalmente, la conclusión de la presencia de un sistema de tipos de cambio fijo *de facto*

se refuerza en mayor medida tras analizar los resultados procedentes del contraste estadístico realizado directamente sobre las variaciones porcentuales rodantes para 24 meses consecutivos. Durante 2002:10 hasta 2012:12, la región crítica del Gráfico 5. 5 (Panel E) se sitúa muy por encima de la media de las variaciones mensuales, lo cual nos indica la presencia de bandas de $\pm 1\%$ en el 73,68% de la muestra, ampliándose este resultado a todo el período muestral cuando se trata de bandas de $\pm 2\%$ (Gráfico 5. 5, Panel F).

Gráfico 5. 5: Detección de bandas de fluctuación *de facto* del lat letón

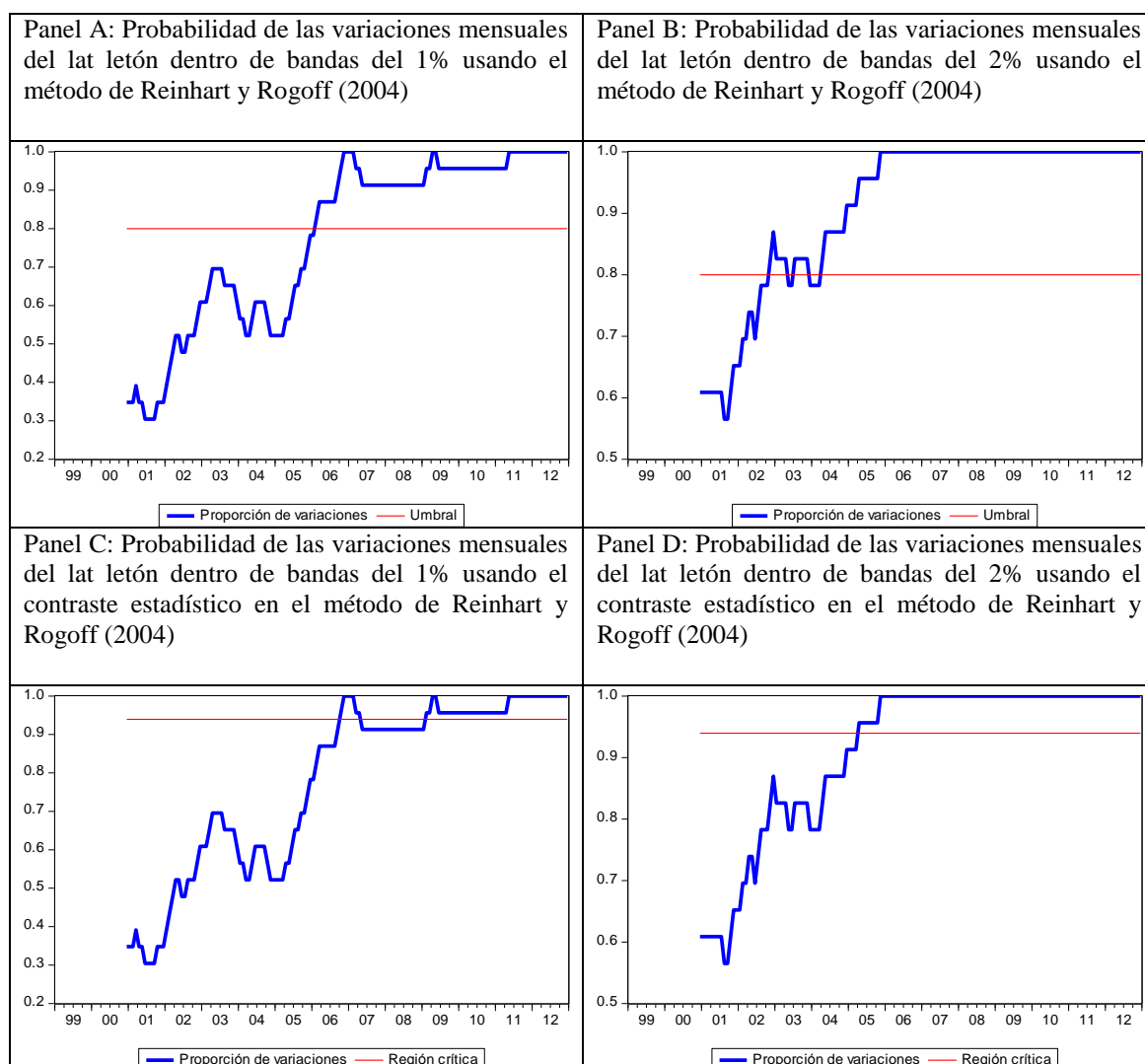
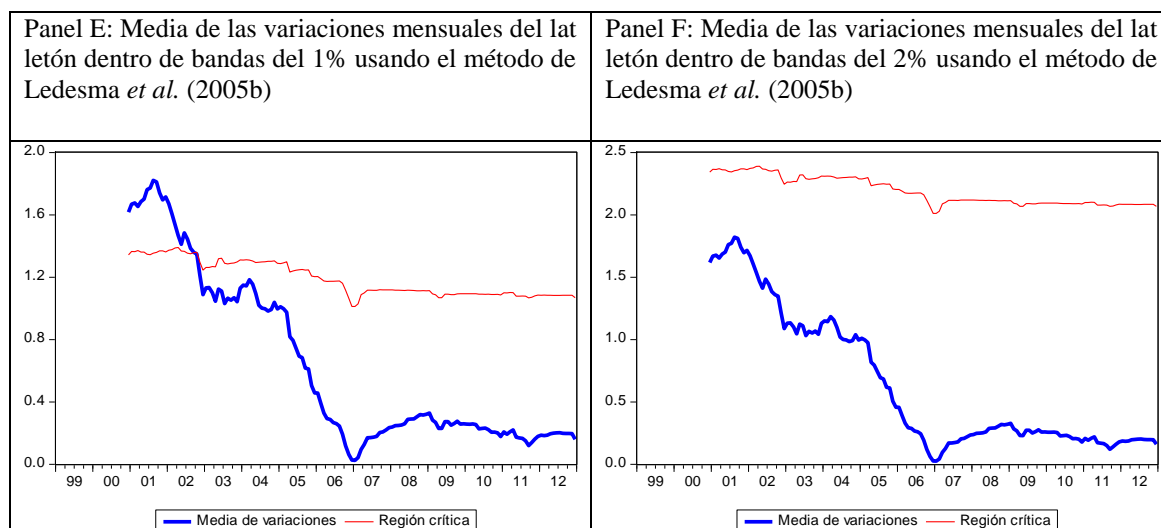
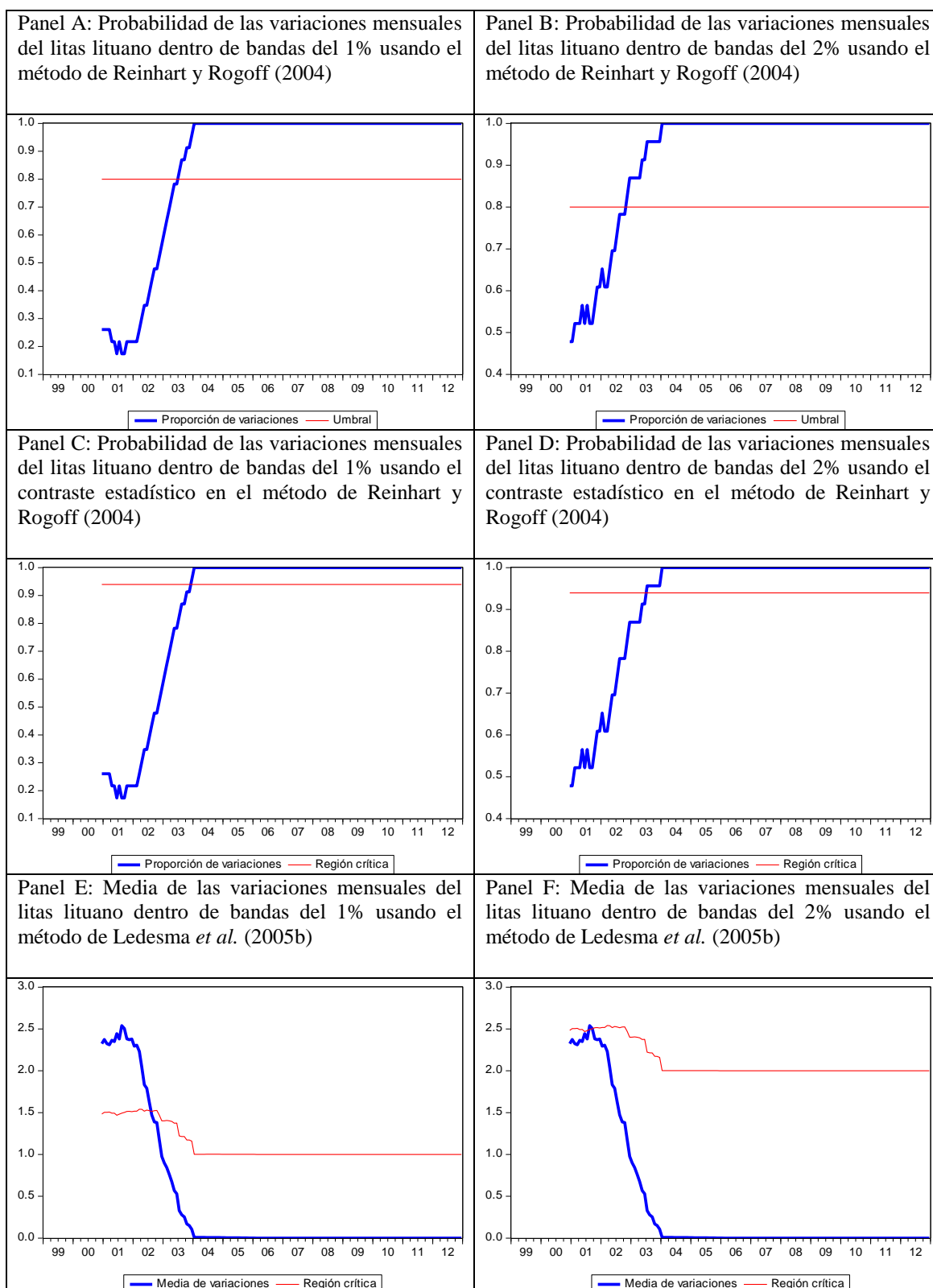


Gráfico 5. 5: Detección de bandas de fluctuación *de facto* del lat letón (continuación)



Lituania: El Gráfico 5. 6 (Panel A) refleja cómo la probabilidad de que las variaciones de nuestro interés se encuentren para el tipo de cambio litas lituano/euro (LTL/EUR) dentro de una banda de fluctuación de $\pm 1\%$ sobrepasa el umbral del 80%, coincidiendo con el siguiente subperíodo: 2003:07-2012:12, que representa casi el 70% de la muestra. Fecha muy próxima a la identificada por la mejora asociada al contraste estadístico (2003:12-2012:12); siendo ampliado el porcentaje de la muestra por el último criterio estudiado en este capítulo. Tal y como se muestra en el Gráfico 5. 6 (Panel E), se identifica un régimen cambiario fijo a lo largo del 74,85% de la muestra, correspondiéndose con el subperíodo 2002:08-2012:12. Tras considerar variaciones del tipo de cambio LTL/EUR en torno a unas bandas de $\pm 2\%$, la amplitud de los períodos detectados se amplía, manteniendo a su vez los que hemos sido capaces de detectar previamente, como era de esperar. En este caso, el primer método determina el siguiente subperíodo 2002:11-2012:12 (73,10% de la muestra); el segundo: 2003:07-2012:12 (68,42% de la muestra) y finalmente, Ledesma *et al.* (2005b): 2001:10-2012:12 (85,38% de la muestra) (véase el Gráfico 5. 6, Paneles B, D y F respectivamente). Esta reducida volatilidad en el tipo de cambio que hemos podido comprobar a través de los tres criterios puede ser uno de los justificantes de la entrada al MTC II el 27 de junio de 2004.

Gráfico 5. 6: Detección de bandas de fluctuación *de facto* del litas lituano



Malta: Anterior a la fecha de adhesión a la Zona Euro el 1 de enero de 2008, la economía maltesa muestra una gran estabilidad cambiaria a lo largo de todo el período. El cumplimiento del requisito de la ausencia de fluctuaciones severas del tipo de cambio lira maltesa/euro (MTL/EUR) para formar parte de la Zona Euro se corrobora fehacientemente a través de los resultados de los tres criterios. Los tres métodos afirman que desde enero de 1999 hasta diciembre de 2012, el tipo de cambio no se ha desviado de la banda de $\pm 2\%$ (véase el Gráfico 5. 7, Paneles B, D y F). Incluso la existencia de una banda más estrecha de $\pm 1\%$ se constata con el procedimiento de Ledesma *et al.* (2005b) en el 100% de la muestra (Gráfico 5. 7, Panel E). A la misma conclusión, pero en menor cuantía sobre el total de la muestra, llegan a posicionarse el método de Reinhart y Rogoff (2004) identificando el subperíodo 2002:11-2007:12 (57,40%) y 2004:05-2007:12 (40,74%) (Gráfico 5. 7, Paneles A y C, respectivamente).

Gráfico 5. 7: Detección de bandas de fluctuación *de facto* de la lira maltesa

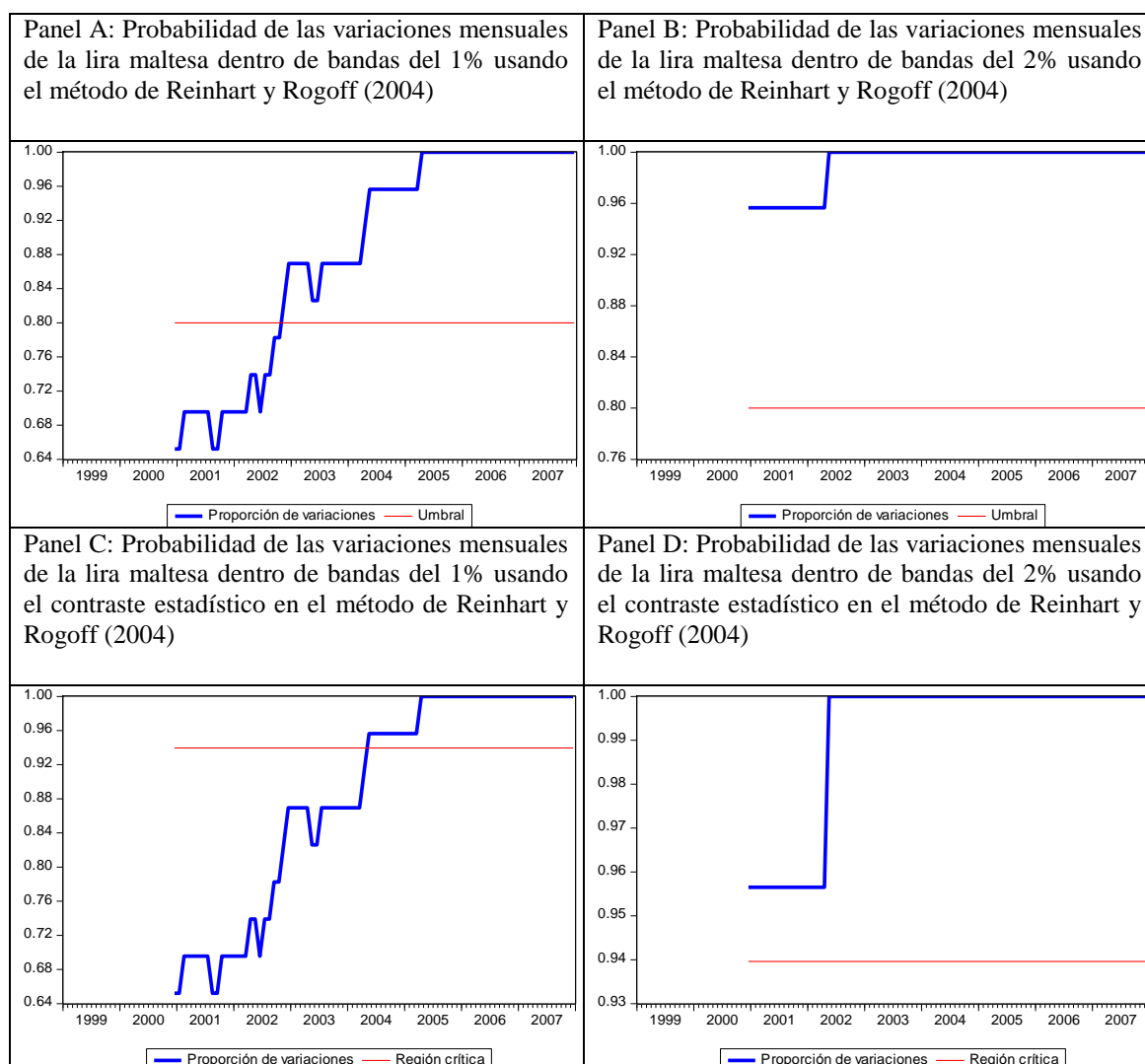
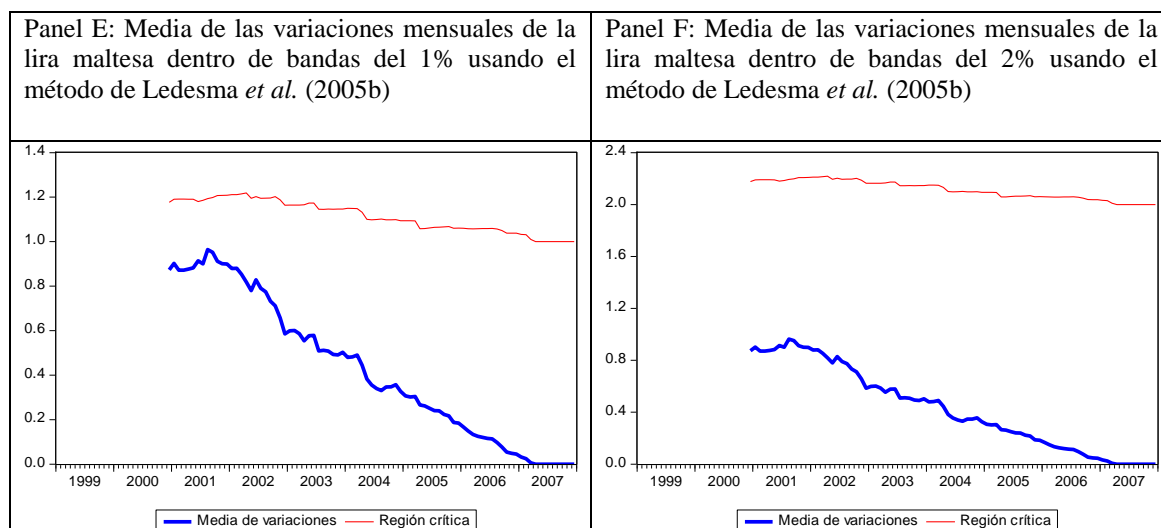
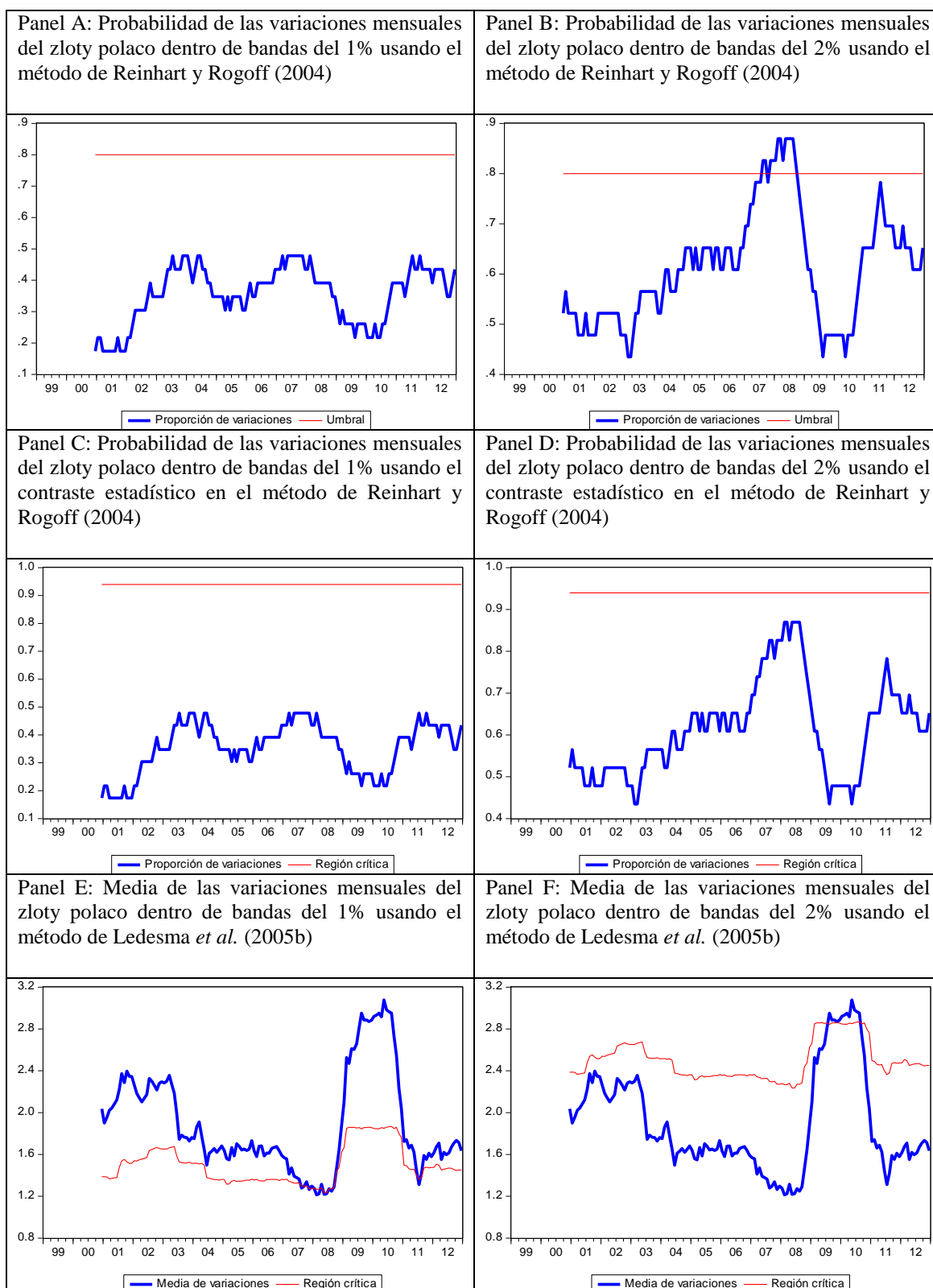


Gráfico 5. 7: Detección de bandas de fluctuación *de facto* de la lira maltesa (continuación)



Polonia: En este caso particular, se aprecian discrepancias entre los resultados obtenidos a partir de los distintos métodos. Por una parte, no se encuentra evidencia empírica de bandas de $\pm 1\%$ en el tipo de cambio zloty polaco/euro (PLN/EUR), ni a través de la vía de Reinhart y Rogoff (2004), ni de su mejora estadística (Gráfico 5. 8, Paneles A y C, respectivamente). Tan sólo un 5,26% de la muestra es identificada por el último procedimiento (Gráfico 5. 8, Panel E). El primer método es capaz de conseguir evidencia de banda de $\pm 2\%$ durante los siguientes subperíodos: 2007:08-2007:09 y 2007:11-2008:09, representando tan solo el 7,60% de la muestra (Gráfico 5. 8, Panel B) perdiendo peso una vez es contratado estadísticamente (Gráfico 5. 8, Panel D), ya que la probabilidad de variaciones no supera la región crítica. Sin embargo, por otra parte y, a pesar de que la autoridad monetaria ha declarado mantener un sistema de flotación, el último método es capaz de detectar la existencia de bandas de $\pm 2\%$ representando un elevado porcentaje a lo largo de la muestra (en concreto, un 78,95%), tal y como se aprecia en el Gráfico 5. 8 (Panel F) (1999:01-2009:07 y 2010:09-2012:12).

Gráfico 5. 8: Detección de bandas de fluctuación *de facto* del zloty polaco



Eslovaquia: Al igual que Polonia, el tipo de cambio corona eslovaca/euro (SKK/EUR) manifiesta una divergencia significativa entre los dos primeros procedimientos y el último en relación a las bandas de fluctuación de $\pm 1\%$. A pesar de que el Gráfico 5. 9 (Panel A) refleja tan sólo un 6,67% de su muestra (2004:07-2005:01 y 2005:03) en la cual la probabilidad de que las variaciones mensuales del tipo de cambio SKK/EUR se sitúe dentro de una banda de $\pm 1\%$ excede del 80%, este porcentaje desaparece tras realizar el contraste estadístico (Gráfico 5. 9, Panel C). Por el contrario, según el procedimiento de Ledesma *et al.* (2005b), tan solo el 20% de la muestra no se ajusta a unas bandas de $\pm 1\%$ (Gráfico 5. 9, Panel E). Al comparar las subetapas asociadas a bandas con una mayor amplitud ($\pm 2\%$), la desigualdad entre los tres criterios se reduce en gran medida. Tanto la primera como la última técnica, coinciden en que el 100% de la muestra presenta un tipo de cambio acotado entre esos límites. Sin embargo, el contraste estadístico relacionado con la probabilidad únicamente señala 2001:04-2002:05 y 2004:08-2005:11 (representando el 25% de la muestra).

Gráfico 5. 9: Detección de bandas de fluctuación *de facto* de la corona eslovaca

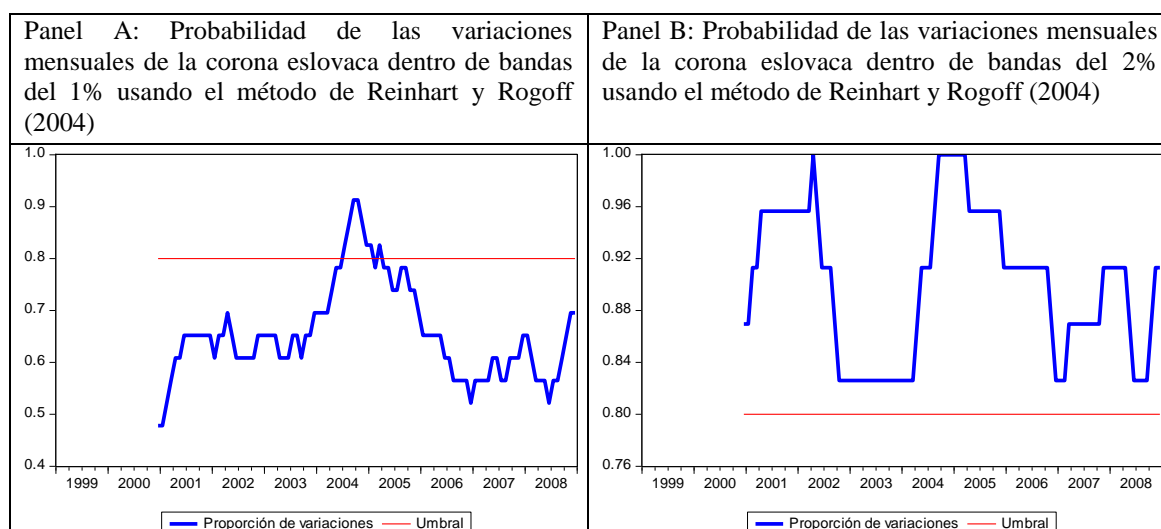
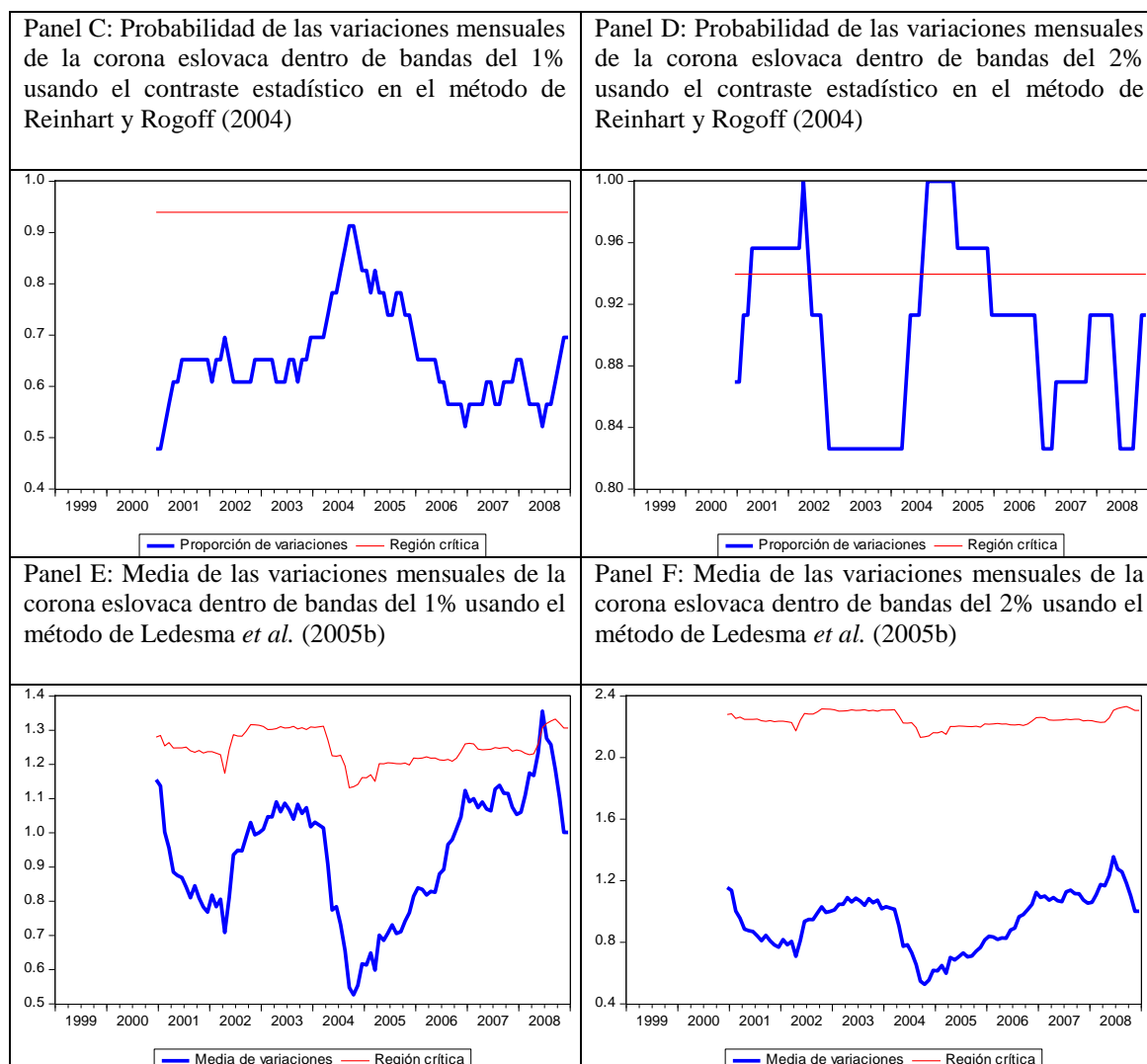
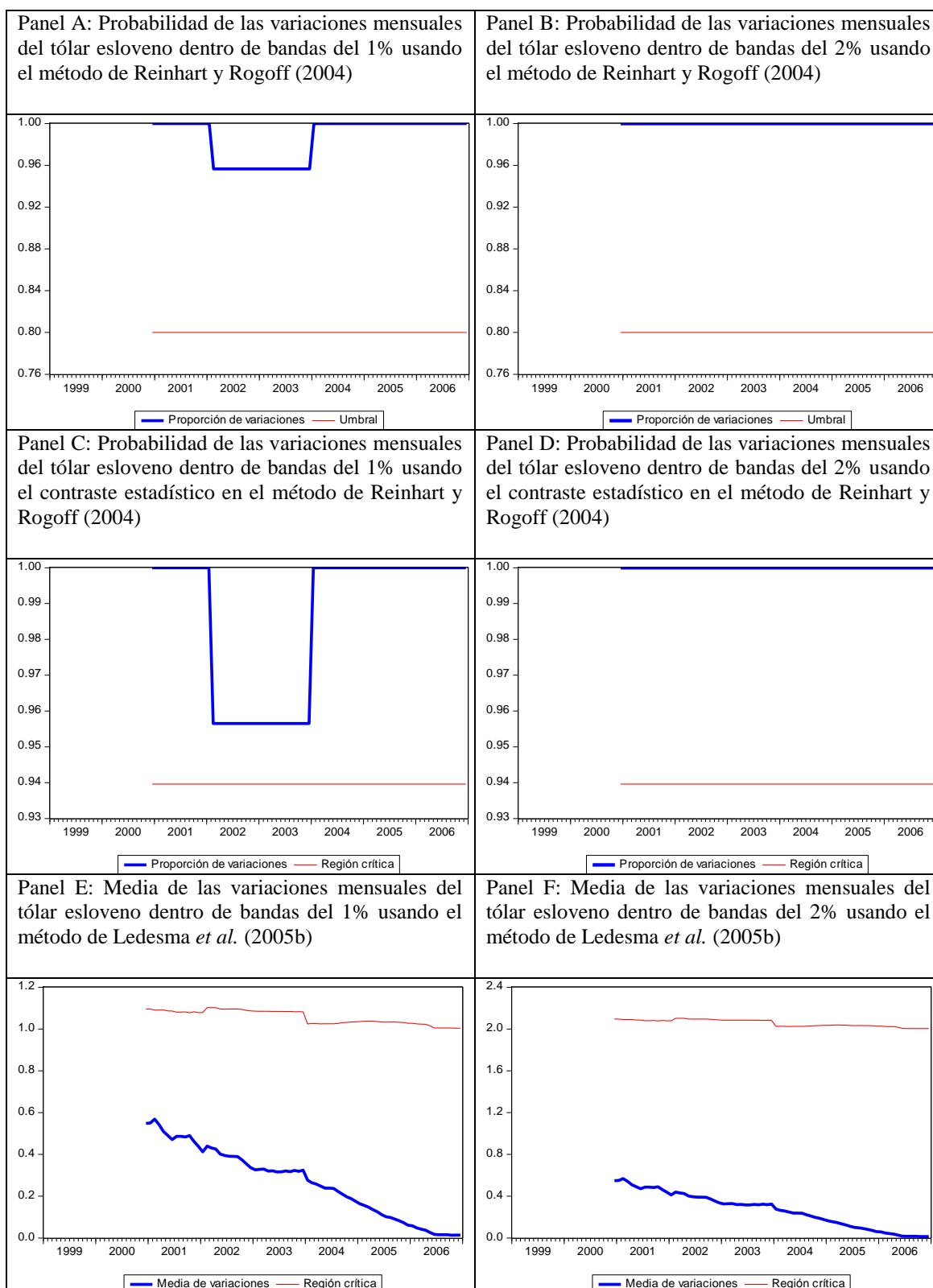


Gráfico 5. 9: Detección de bandas de fluctuación *de facto* de la corona eslovaca (continuación)



Eslovenia: Teniendo en cuenta que todos los criterios empleados corroboran la existencia de bandas de $\pm 2\%$ en el tipo de cambio tólar esloveno/euro (LTL/EUR) a lo largo de todo el período (Gráfico 5. 10, Paneles B, D y F), incluso aseguran la presencia de bandas más estrechas de $\pm 1\%$ (Gráfico 5. 10, Paneles A, C y E), se puede garantizar que Eslovenia presenta un comportamiento propio de un régimen cambiario fijo *de facto*. Además, el MTC II le sirvió para reforzar su actuación de manera consistente a lo esperado, para posteriormente (el 1 de enero de 2007) acceder a la UEM y adoptar el euro.

Gráfico 5. 10: Detección de bandas de fluctuación *de facto* del tólar esloveno



Bulgaria: Desde julio de 1997 el régimen cambiario *de iure* de Bulgaria ha sido una caja de conversión. A través de los tres mecanismos, hemos sido capaces de corroborar que la política monetaria implementada (*de facto*), en este caso se adecua al compromiso legislativo anunciado por las autoridades nacionales. No sólo se identifica una banda de $\pm 2\%$ en el tipo de cambio lev búlgaro/euro (BGN/EUR) a lo largo de todo el período examinado (Gráfico 5. 11, Paneles B, D y F), sino que además se detecta una banda aún más estrecha de $\pm 1\%$ sin ningún subperíodo como excepción (Gráfico 5. 11, Paneles A, C y E). A pesar de ello, el lev búlgaro todavía no participa en el MTC II y no se tiene prevista su entrada a la Eurozona antes de 2016.

Gráfico 5. 11: Detección de bandas de fluctuación *de facto* del lev búlgaro

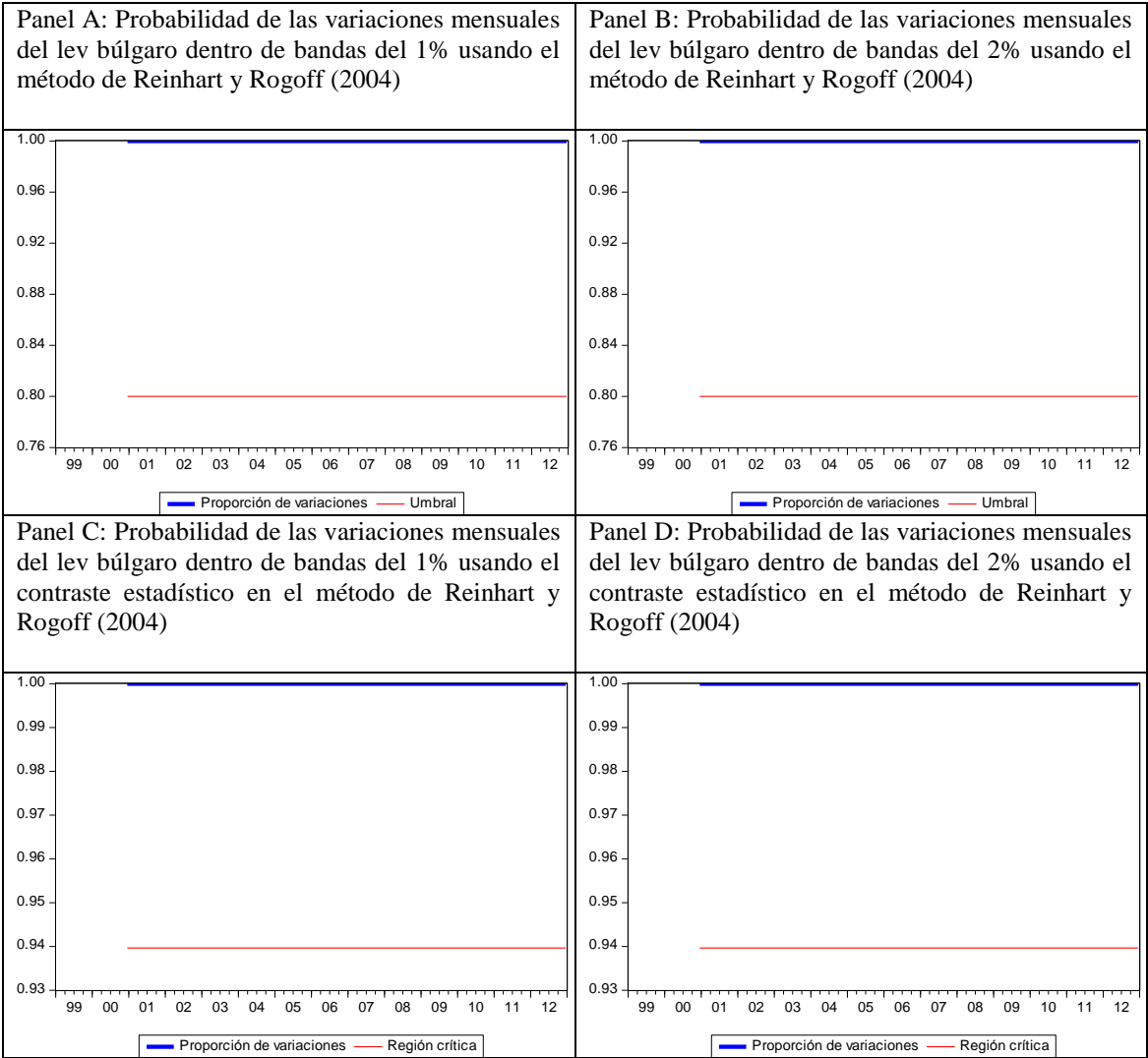
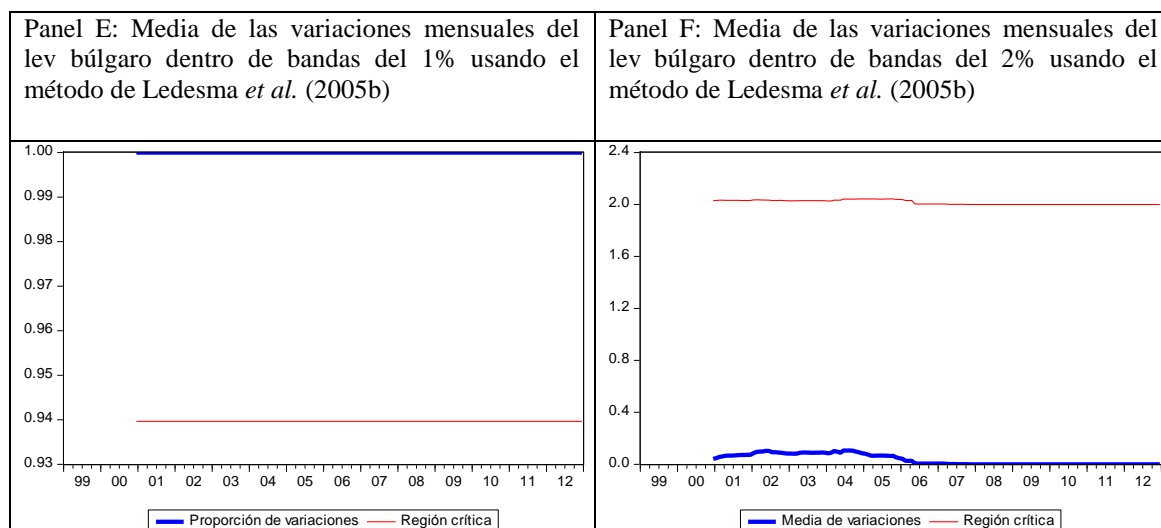
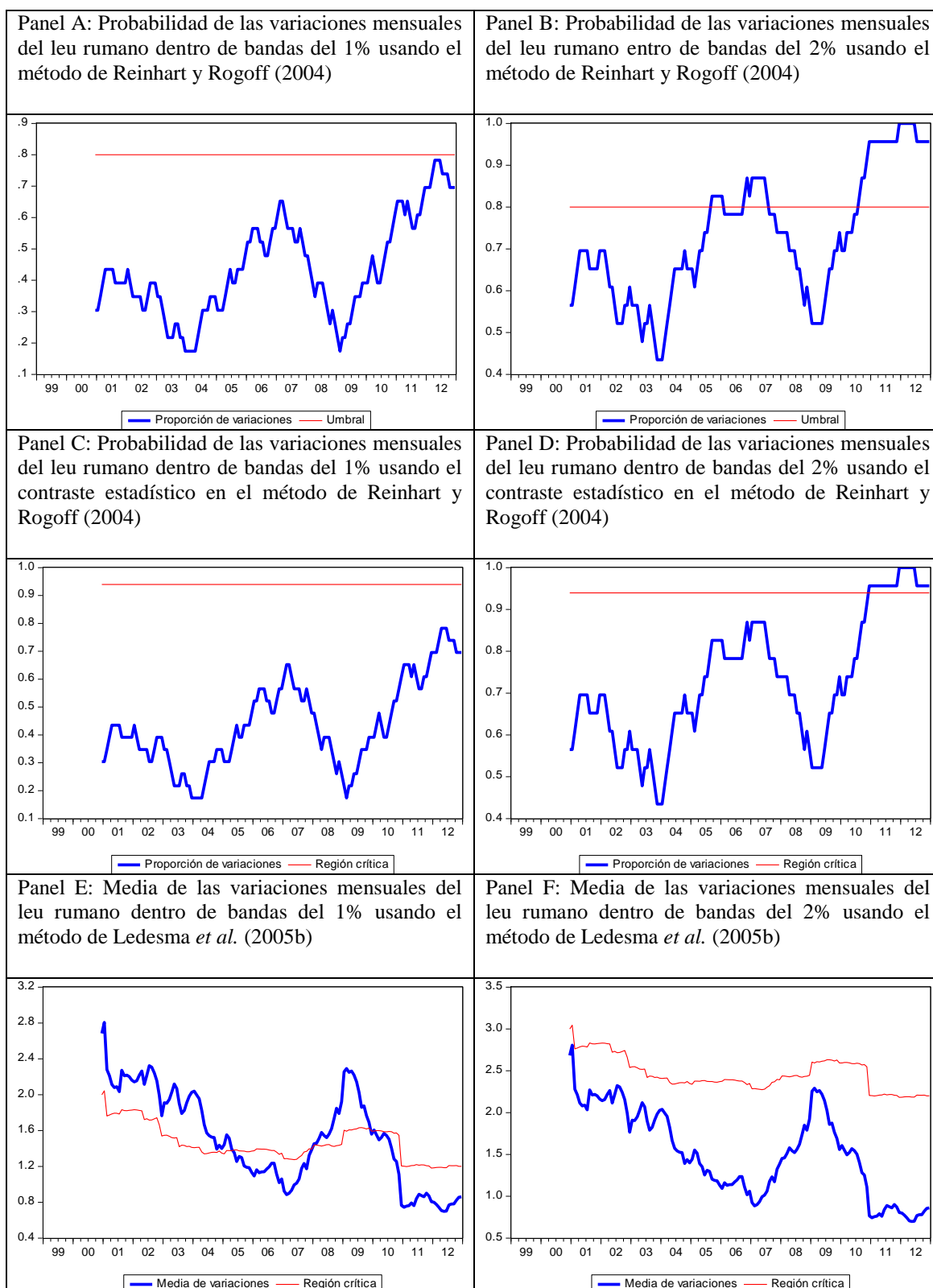


Gráfico 5. 11: Detección de bandas de fluctuación *de facto* del lev búlgaro (continuación)



Rumanía: Pese a que la hipótesis de que la probabilidad de las variaciones mensuales del tipo de cambio leu rumano/euro (RON/EUR) se encuentre dentro de unas bandas de $\pm 1\%$ queda descartada tanto por el primer como por el segundo método (Gráfico 5. 12, Paneles A y C, respectivamente), no se puede, empleando los mismos procedimientos, rechazar la existencia de bandas de $\pm 2\%$, al menos para los siguientes períodos: 2005:09-2006:01, 2006:10-2007:07 y 2010:08-2012:12 (representando el 27,49% de la muestra) y para 2010:12-2012:12 (14,62%), respectivamente (Gráfico 5. 12, Paneles B y D). La última variante, que nos permite filtrar los resultados por su significación estadística a través de las variaciones propiamente dichas, nos confirma unas bandas de $\pm 2\%$ a lo largo de todo el período objeto de análisis, incluso para un 41,52% de la muestra no se puede rechazar la existencia de bandas de $\pm 1\%$, coincidiendo con los siguientes subperíodos: 2005:05-2007:12, 2009:12 y 2010:02-2012:12 (en su mayoría se corresponden con su ingreso a partir del 1 de enero de 2007 a la UE).

Gráfico 5. 12: Detección de bandas de fluctuación *de facto* del leu rumano



Croacia: El comportamiento del tipo de cambio kuna croata/euro (HRK/EUR) presenta pautas propias de esquemas cambiarios *de facto* fijo. Esta conclusión se obtiene a través de todos los procedimientos, aunque en distinta magnitud. El contraste sobre las variaciones propuesto por Ledesma *et al.* (2005b) concluye la presencia de unas bandas de $\pm 2\%$ y $\pm 1\%$ en el 100% de la muestra (Gráfico 5. 13, Paneles F y E, respectivamente), seleccionando esta última por ser la más estrecha. En la misma línea se posiciona el método de Reinhart y Rogoff (2004), quienes también identifican bandas de $\pm 2\%$ durante todo el período, reduciendo su porcentaje hasta el 74,85% de la muestra tras proceder a su correspondiente contraste estadístico (1999:01-2001:07 y 2003:04-2012:12). Al analizar las potenciales bandas de $\pm 1\%$, el porcentaje es aún bastante significativo, el primer procedimiento detecta un 61,40% (1999:01-2001:07 y 2005:03-2012:12), manteniéndose un 37,43% en el segundo (2001:01-2001:03, 2006:04-2008:11 y 2010:11-2012:12) (Gráfico 5. 13, Paneles A y C, respectivamente).

Gráfico 5. 13: Detección de bandas de fluctuación *de facto* de la kuna croata

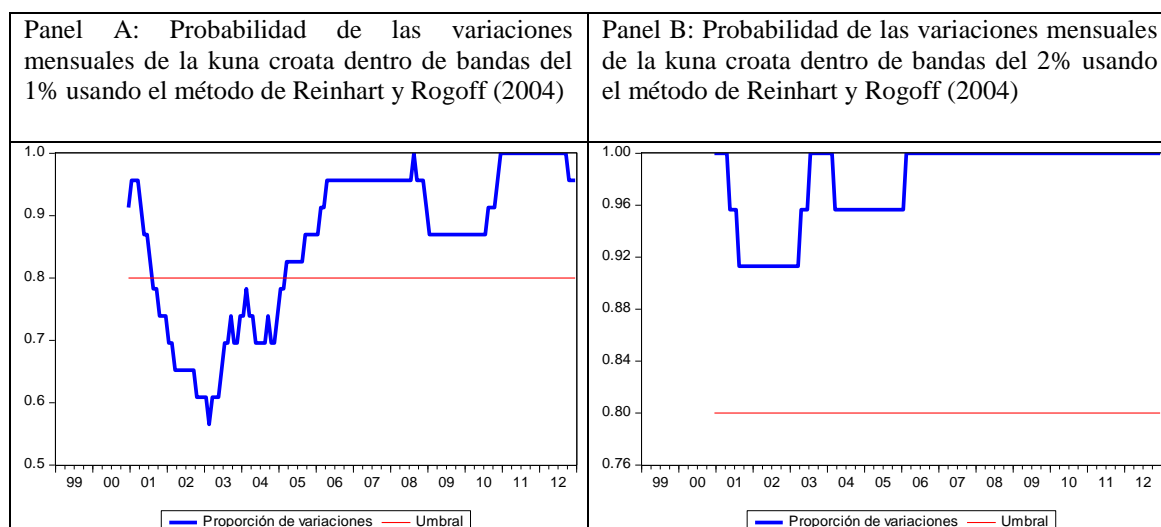
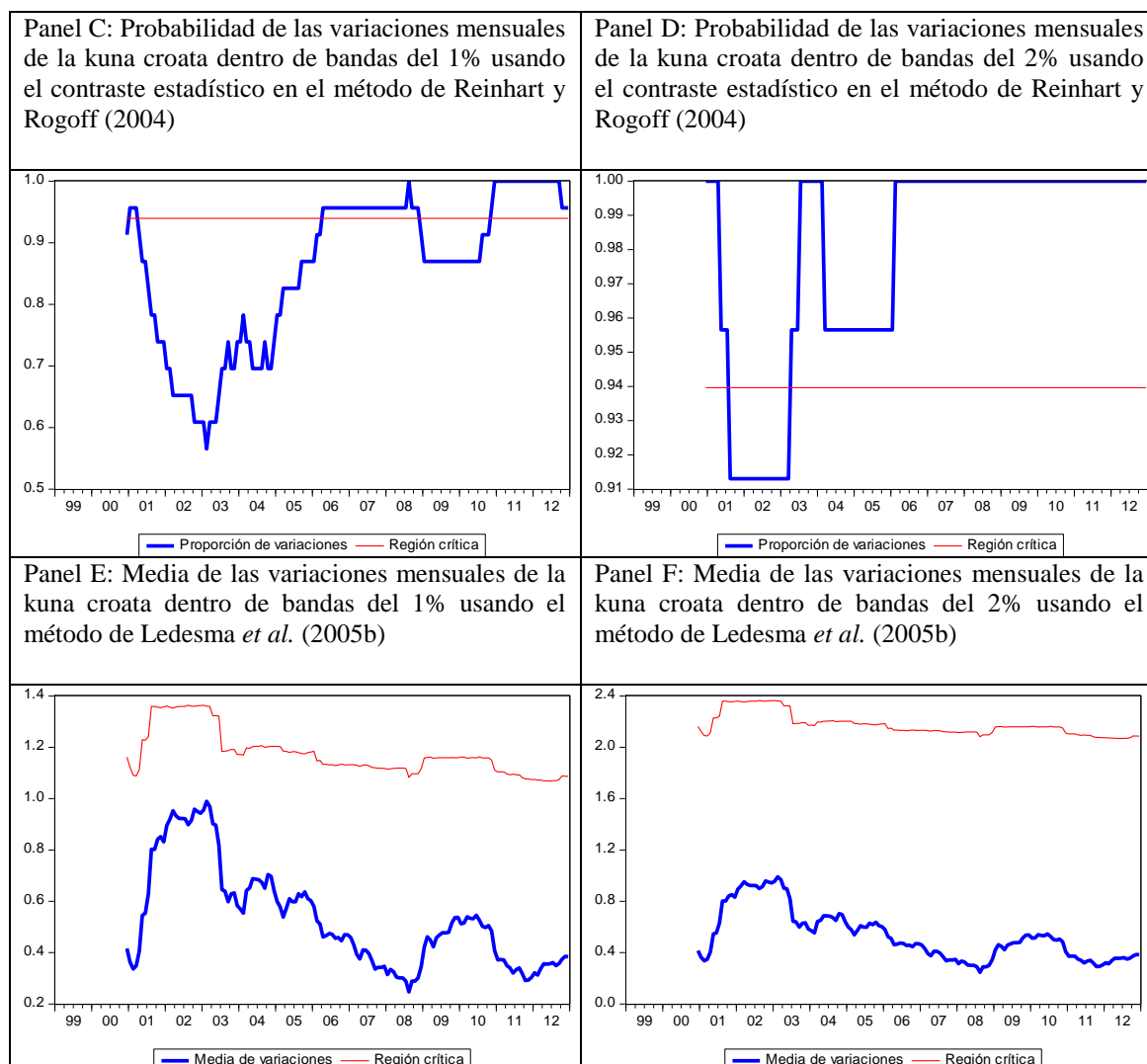


Gráfico 5. 13: Detección de bandas de fluctuación *de facto* de la kuna croata (continuación)



Islandia: Comenzando nuestro análisis por la comprobación de la existencia de la banda con mayor amplitud ($\pm 2\%$) en el tipo de cambio corona islandesa/euro (ISK/EUR), el último procedimiento es capaz de especificar los siguientes subperíodos: 1999:01-2008:03, 2008:05, 2008:07-2008:08, 2008:10-2008:12 y 2010:10-2012:12, como aquéllos en los que el tipo de cambio no experimenta desviaciones fuera de estas bandas (Gráfico 5. 14, Panel F). Este 72,51% que representa sobre el total muestral se aleja bastante de los aportados por los dos métodos restantes. El primero tan sólo determina un 14,04% (1999:01, 2003:12-2005:05, 2011:05-2011:08 y 2012:01), mientras que el segundo acepta la hipótesis de ausencia de bandas a lo largo de todo el período objeto de estudio (Gráfico 5. 14, Paneles B y D, respectivamente). Tampoco se encuentra ninguna evidencia de que la probabilidad de estas variaciones porcentuales

absolutas mensuales del tipo de cambio ISK/EUR se encuentre bajo unas bandas de $\pm 1\%$ en ningún subperíodo, resultado que se reitera tras haber sido filtrado por su significación estadística (Gráfico 5. 14, Paneles A y C, respectivamente). Por otra parte y, teniendo en cuenta que la región crítica del Gráfico 5. 14 (Panel E) se encuentra por encima del promedio de las variaciones porcentuales en algunos subperíodos, se acepta la presencia de bandas menores o iguales a $\pm 1\%$ (2000:12, 2001:02-2001:03, 2003:10-2005:09, 2008:10-2008:11, 2012:01-2012:02 y 2012:04-2012:07) en un 20,47% de la muestra.

Gráfico 5. 14: Detección de bandas de fluctuación *de facto* de la corona islandesa

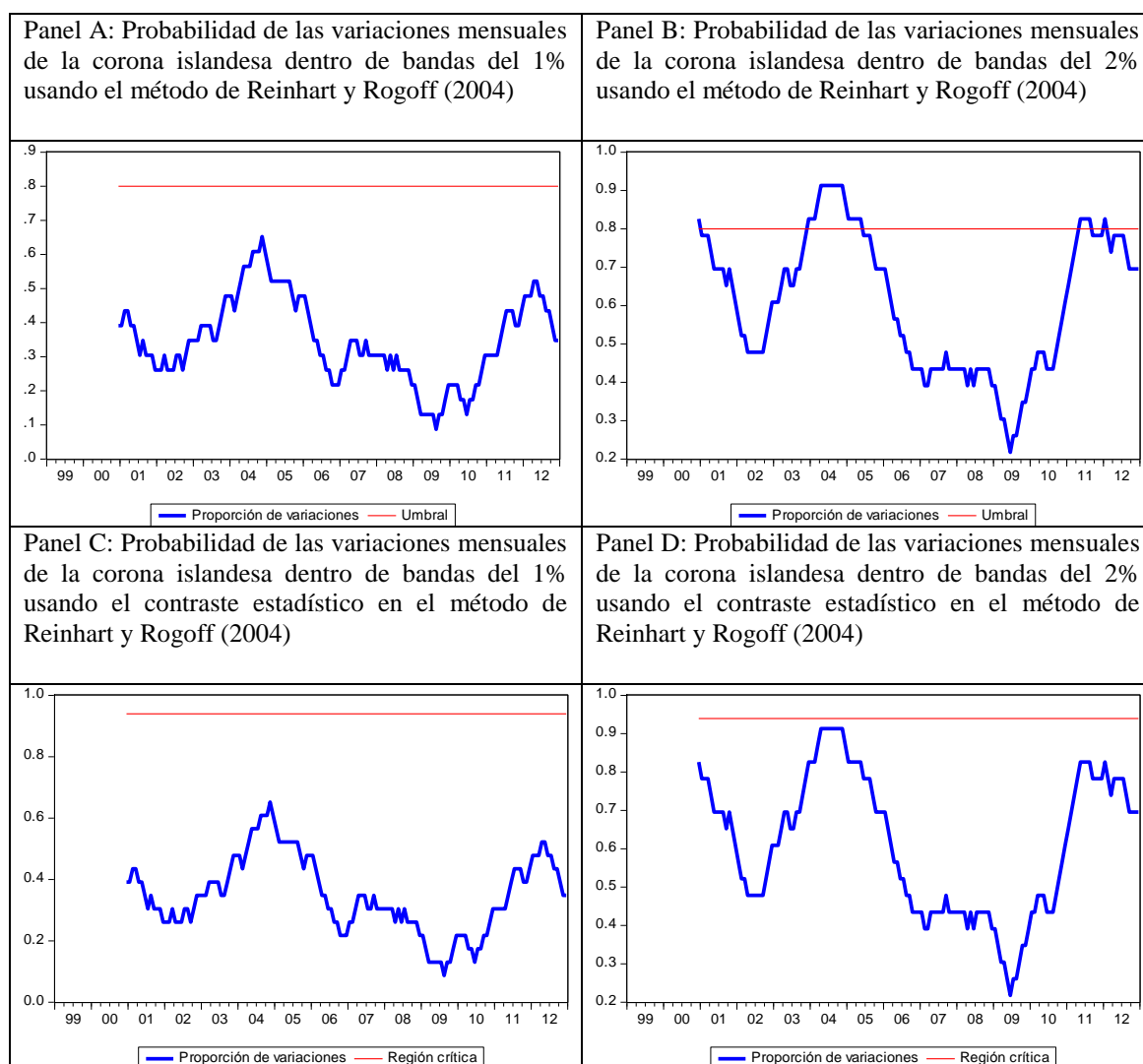
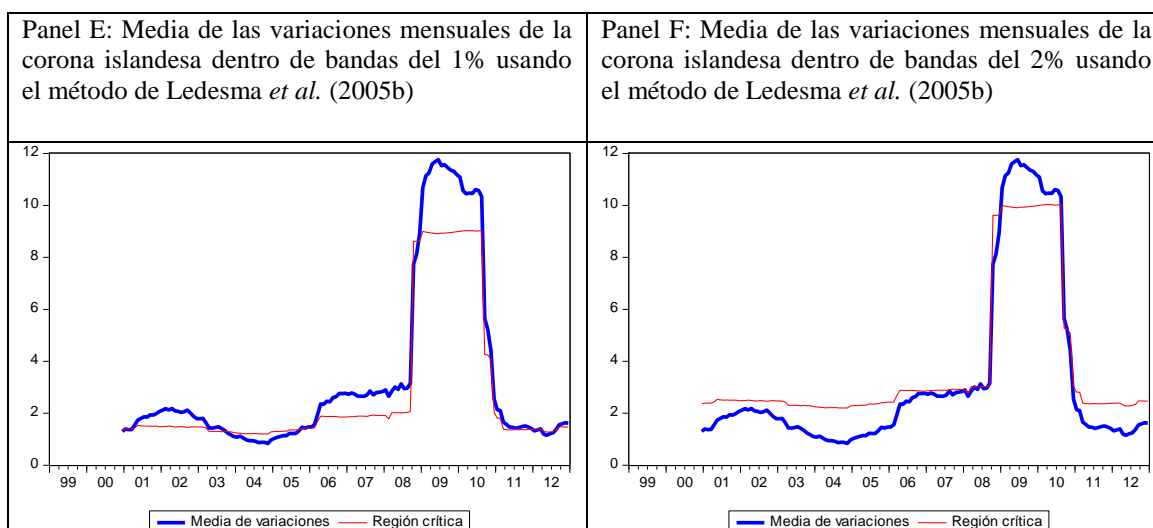


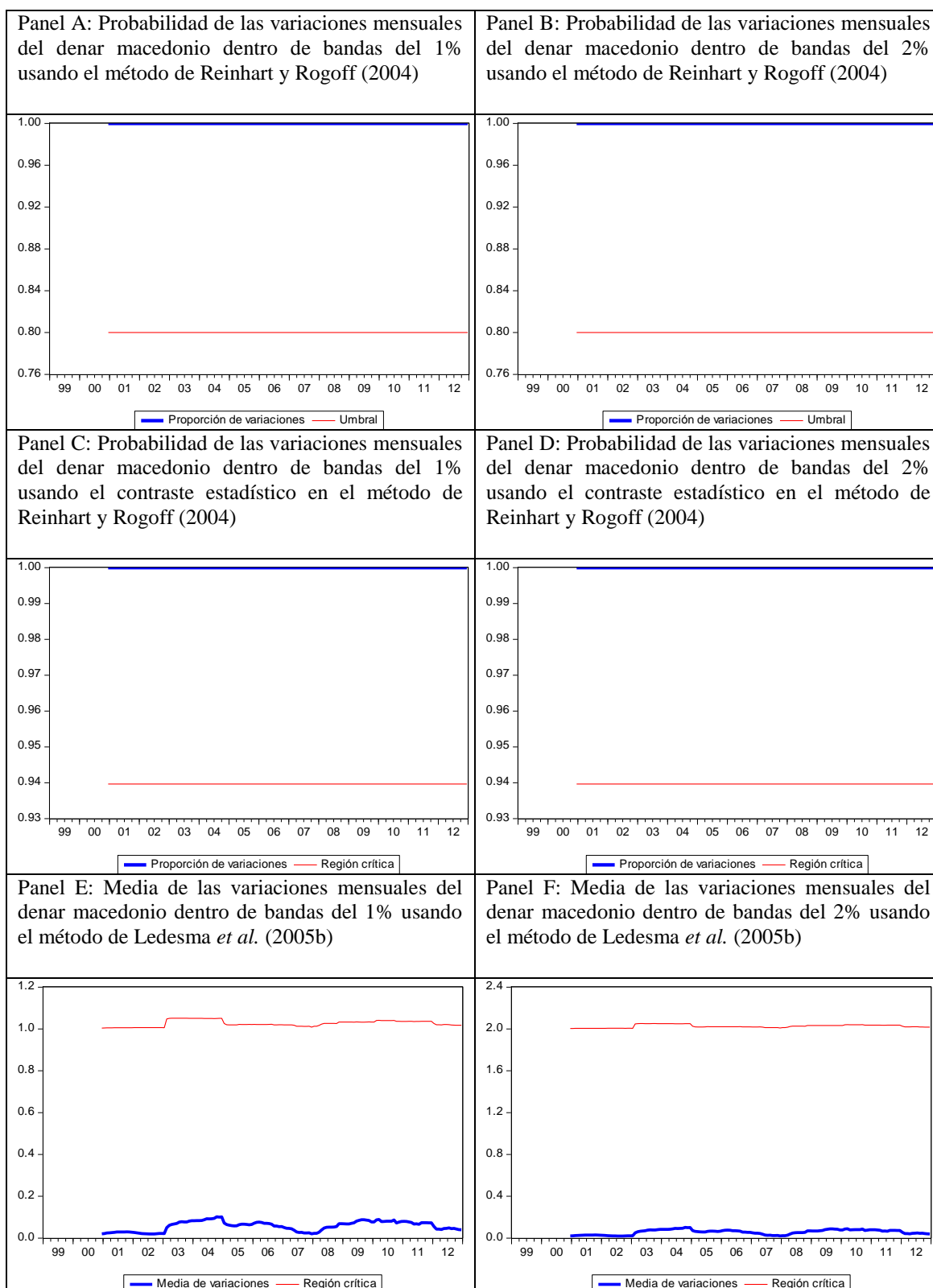
Gráfico 5. 14: Detección de bandas de fluctuación *de facto* de la corona islandesa (continuación)



Antigua República Yugoslava de Macedonia: A pesar de que por el momento este país es un país candidato para formar parte de la UE, el tipo de cambio denar macedonio/euro (MKD/EUR) presenta un patrón de comportamiento bastante característico de un régimen cambiario estable, suponiendo un impulso sobre el comercio y la inversión²⁹. Tal afirmación tiene su base en los resultados logrados a través de los tres procedimientos secuenciales que consideran la dinámica del tipo de cambio. Todos reiteran la existencia de bandas de $\pm 1\%$ (Gráfico 5. 15, Paneles A, C y E) y de $\pm 2\%$ (Gráfico 5. 15, Paneles B, D y F), a lo largo de todo el período.

²⁹ Dado que bajo regímenes de tipos de cambios fijos, la autoridad monetaria se compromete a defender el tipo de cambio, ya sea manteniendo su paridad central o bien, asegurándose de que su trayectoria se encuentre dentro de las bandas de fluctuación, este hecho provoca un contexto favorable para la inversión y el comercio como consecuencia de la reducción en el grado de incertidumbre y reducción en los costes de transacción.

Gráfico 5. 15: Detección de bandas de fluctuación *de facto* del denar macedonio



Serbia: Al igual que en Eslovaquia y Polonia, la disparidad entre las conclusiones obtenidas para el tipo de cambio dinar serbio/euro (RSD/EUR) a partir de los métodos utilizados en este capítulo se hace evidente. Si centramos nuestra atención en la potencial banda de $\pm 1\%$, el método de Reinhart y Rogoff (2004) y el de Ledesma *et al.* (2005a) nos sugiere la inexistencia de la misma. En contraposición, el último criterio propone los siguientes subperíodos 2010:04-2012:02 y 2012:05 como aquéllos en los que la media de las variaciones porcentuales no se desvía de los límites propios de una banda menor o igual a $\pm 1\%$ (representando el 60,74% de la muestra). Mayor concordancia parece existir cuando se considera la presencia de bandas de $\pm 2\%$, aunque no tanto en cuanto a su magnitud. El primer procedimiento es capaz de detectar un 49,63% (1999:01-2007:12 y 2010:07-2011:12), el segundo disminuye su porcentaje hasta un 26,67% (1999:01-2006:06 y 2010:12-2011:04), mientras que el último reconoce la totalidad de la muestra (en este caso, dada la disponibilidad de los datos: 2002:01-2012:12).

Gráfico 5. 16: Detección de bandas de fluctuación *de facto* del dinar serbio

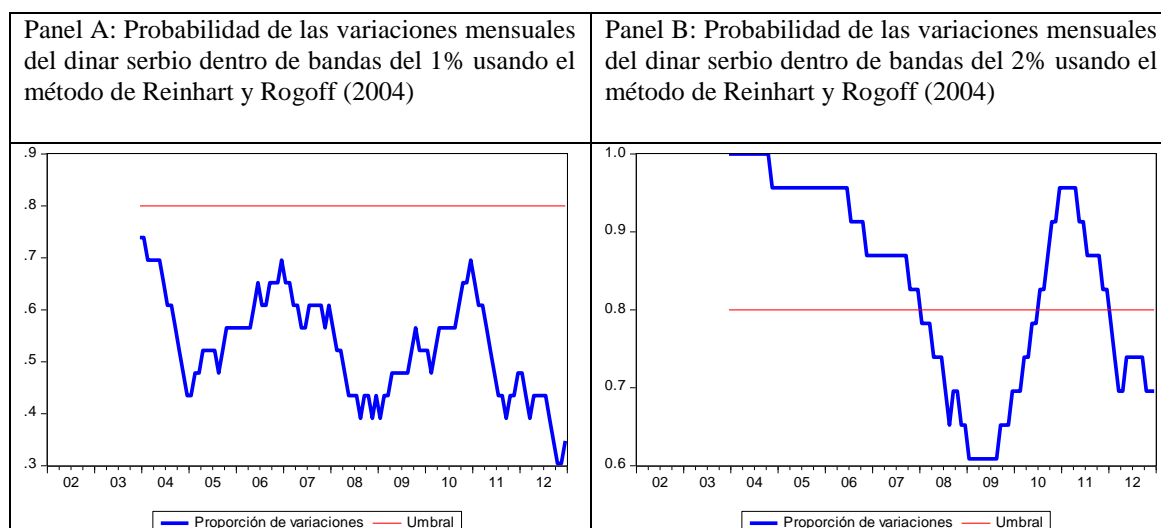
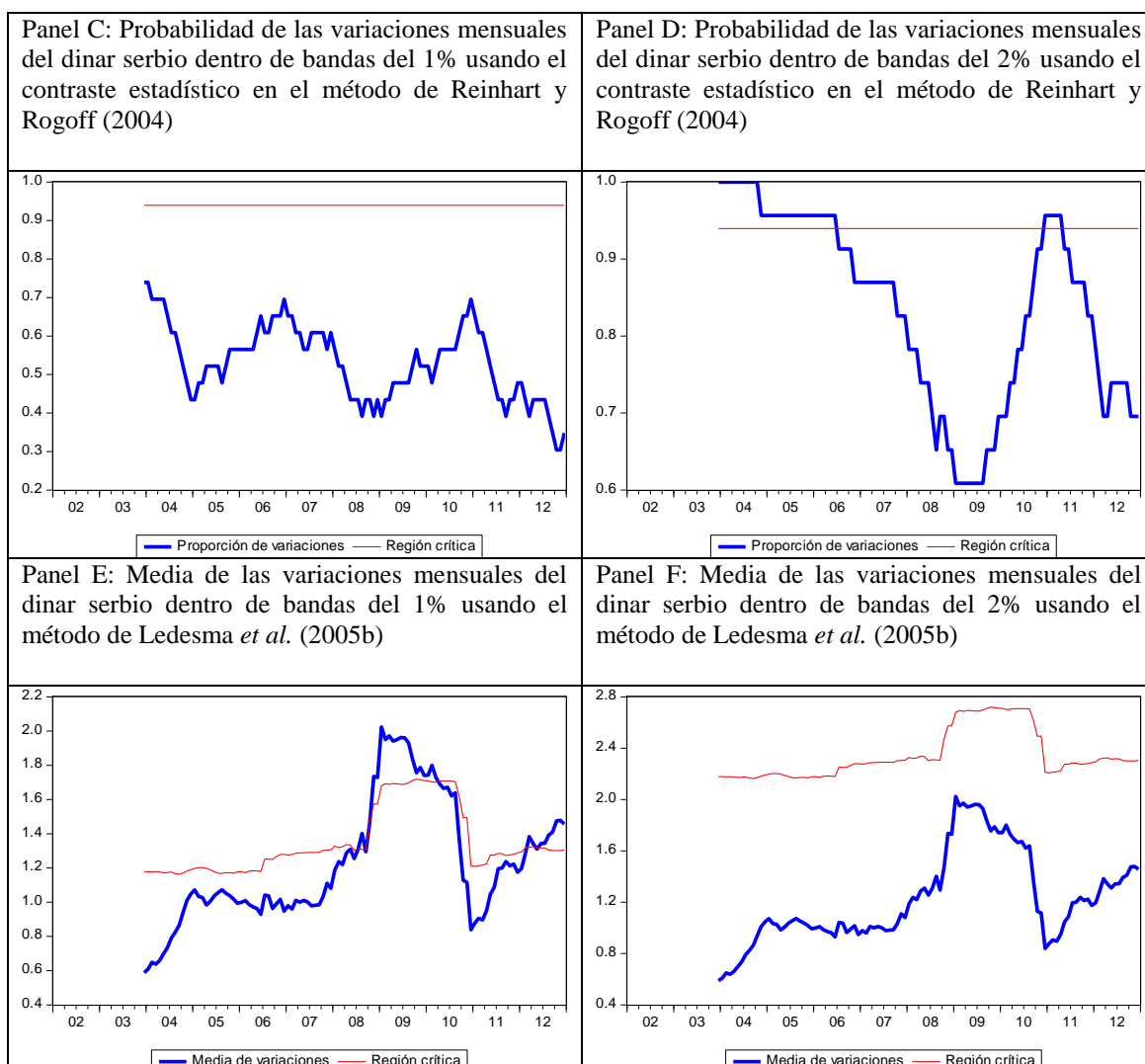
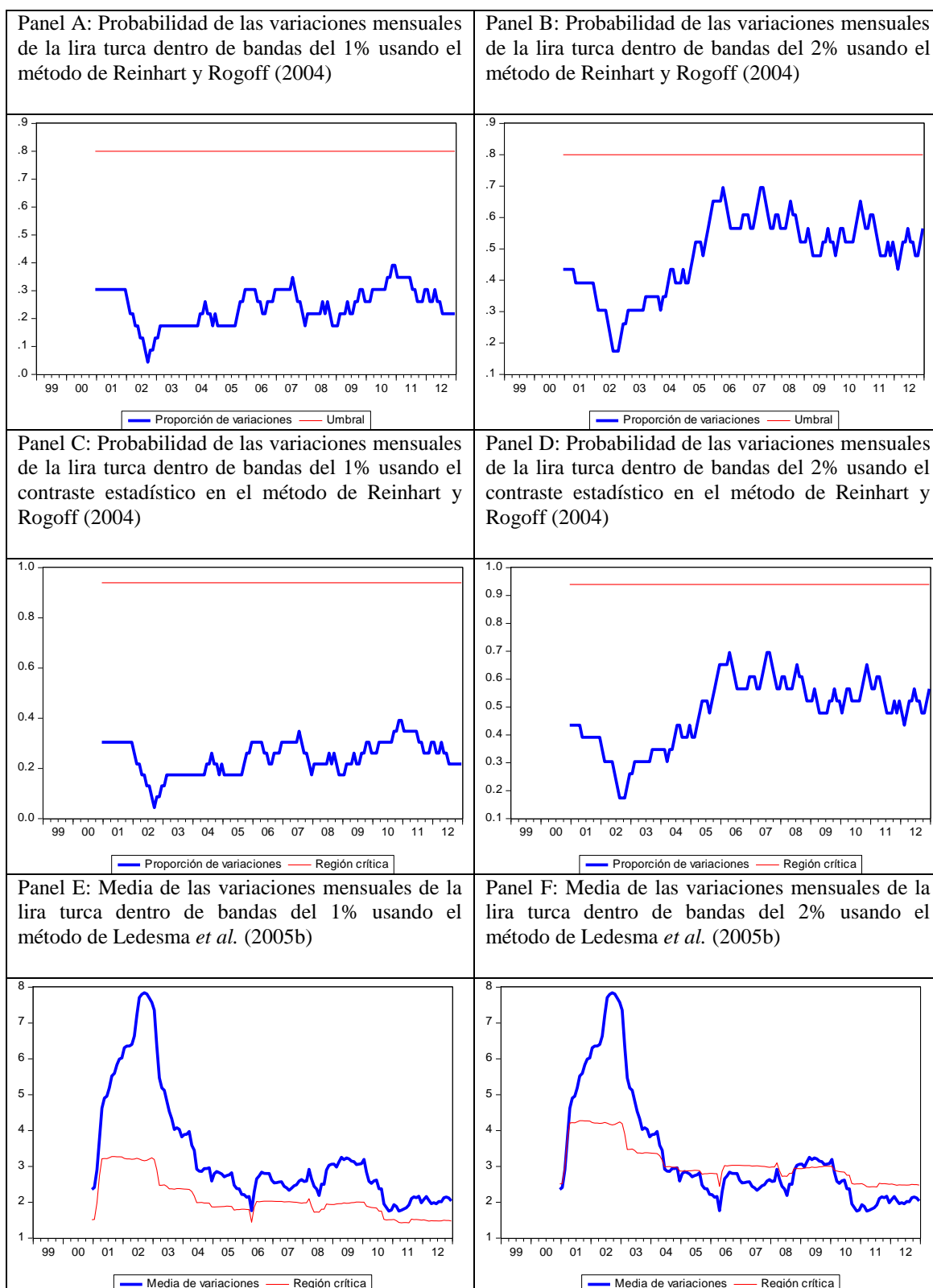


Gráfico 5. 16: Detección de bandas de fluctuación *de facto* del dinar serbio (continuación)



Turquía: No tenemos evidencia que nos permita confirmar la presencia de bandas implícitas de fluctuación de $\pm 1\%$ ni de $\pm 2\%$ para el tipo de cambio lira turca/euro (TRY/EUR) utilizando los dos primeros enfoques. Tanto si analizamos los Paneles A y B del Gráfico 5. 17, como sus Paneles C y D, podremos comprobar que la proporción de variaciones mensuales del tipo de cambio TRY/EUR no supera ni umbral ni la región crítica, respectivamente. Por otra parte, el último procedimiento tampoco identifica la presencia de bandas estrechas de $\pm 1\%$ (véase Gráfico 5. 17, Panel E). Sin embargo, es capaz de detectar las siguientes subetapas (1999:01-2001:02, 2004:06-2008:10 y 2010:02-2012:12), en las cuales el tipo de cambio no se desvía de las bandas de $\pm 2\%$, representando un 54,97% de la muestra.

Gráfico 5. 17: Detección de bandas de fluctuación *de facto* de la lira turca



5. 3. Contrastes de credibilidad de las bandas de fluctuación

La entrada al MTC II supone para muchos países un incremento en el nivel de credibilidad de los compromisos monetarios y cambiarios, sobre todo para aquéllos que han experimentado períodos inflacionistas, ya que les permite actuar como verdadera ancla en la política cambiaria.

En esta sección presentamos tres indicadores alternativos como medidas de credibilidad que han sido ampliamente utilizadas en la literatura empírica. En primer lugar, analizaremos la metodología del contraste simple de Svensson (1991) y sus resultados, para a continuación aportar las mejoras con respecto a las limitaciones de Svensson que ofrece el método del ajuste a la deriva (*drift adjustment*). Finalmente, basándonos en este último enfoque procederemos a elaborar una nueva variable de naturaleza dicotómica que nos permitirá calcular la probabilidad de realineamiento de los tipos de cambio gracias a los modelos de elección discreta. Todo ello, nos facilitará la comparativa entre los tres métodos alternativos contribuyendo a la identificación de las subetapas asociadas a la falta de credibilidad en el sistema monetario.

5. 3. 1. Contraste simple de Svensson

El método simple y robusto, propuesto por Svensson (1991), es un indicador que se emplea normalmente para contrastar la credibilidad de un régimen cambiario de zona objetivo con bandas de fluctuación. Consiste en delimitar explícitamente cuáles son las bandas de apreciación y depreciación del tipo de cambio.

Para comprender la lógica de este contraste, imaginemos un contexto en el cual un agente económico ha de responder a la siguiente pregunta en la fecha t : ¿cuál es la cantidad óptima que debo mantener de activos financieros en moneda nacional frente a la cantidad de activos financieros en moneda extranjera? Para poder despejar este interrogante tendrá que comparar cuál es la rentabilidad asociada a cada una de las alternativas, sabiendo que, por uno de los principios fundamentales de la economía financiera, la rentabilidad ha de compensar por el riesgo soportado. Por una parte, el

activo en moneda nacional le aporta un rendimiento de i_t^* entre la fecha t y la fecha de vencimiento del mismo, mientras que el bono expresado en moneda extranjera le supone un rendimiento de i_t^{**} . Si suponemos cierta similitud entre los bonos nacionales y extranjeros, no sólo en el período de maduración y riesgo, sino también en la eliminación de las imperfecciones del mercado, esta decisión del inversor se encuentra condicionada únicamente al riesgo cambiario. Este agente necesitará de la herramienta del tipo de cambio para poder realizar la comparación de los rendimientos en una misma moneda. Por tanto, cuanto más flexible sea el régimen monetario mayor será la incertidumbre asociada a la evolución del tipo de cambio. Sin embargo, dentro de una zona objetivo, siempre y cuando sus bandas de fluctuación sean creíbles, los márgenes del tipo de cambio se encuentran delimitados.

Bajo el supuesto de perfecta movilidad de capitales (lo que supone la inexistencia de oportunidades de arbitraje entre distintas monedas), la tasa de rendimiento anualizada de la moneda nacional, *ex post*, asociada a la compra de un activo financiero en la fecha t expresado en moneda extranjera, con un período de maduración τ se puede obtener a partir de la siguiente expresión:

$$R_t^* = (1 + i_t^{**}) \left(\frac{S_{t+\tau}}{S_t} \right)^{\frac{12}{\tau}} - 1$$

donde el período de vencimiento del activo (τ) se encuentra cuantificado en meses. Según explica Svensson (1991), si un inversor invierte una unidad de moneda nacional esto es equivalente a decir que está invirtiendo $\frac{1}{S_t}$ unidades de moneda extranjera, lo cual implica que, tras el período de maduración τ , adquiere una ganancia de $\frac{(1+i_t^{**})^{\frac{\tau}{12}}}{S_t}$ unidades de moneda extranjera. Nuevamente, para expresar este rendimiento en unidades de moneda nacional habrá que multiplicarlo por el tipo de cambio ($S_{t+\tau}$), siendo igual a $(1 + R_t^*)^{\frac{\tau}{12}}$.

De esta manera, como en la fecha t se ha de predecir el comportamiento de $S_{t+\tau}$, al encontrarse en una zona objetivo cabe esperar que el tipo de cambio se encuentre entre unos límites mínimos (\underline{S}) y máximos (\bar{S}):

$$\underline{S} \leq S_t \leq \bar{S}$$

Y, por consiguiente, estos límites en la apreciación y depreciación de la moneda nacional suponen una delimitación de la tasa de rendimiento, la cual se ha de encontrar entre el límite inferior (\underline{R}_t^τ) y el límite superior (\bar{R}_t^τ):

$$\underline{R}_t^\tau \leq R_t^\tau \leq \bar{R}_t^\tau$$

donde el límite inferior (superior) de rendimiento es fruto de la sustitución del tipo de cambio para $t+\tau$ períodos hacia delante ($S_{t+\tau}$) por el límite inferior (superior) establecido por la zona objetivo:

$$\underline{R}_t^\tau = (1 + i_t^{*\tau}) \left(\frac{\underline{S}}{S_t} \right)^{\frac{12}{\tau}} - 1$$

$$\bar{R}_t^\tau = (1 + i_t^{*\tau}) \left(\frac{\bar{S}}{S_t} \right)^{\frac{12}{\tau}} - 1$$

Es preciso matizar que, aunque el tipo de interés nacional se encuentre dentro de estas bandas, no se puede garantizar con firmeza que la zona objetivo sea creíble. Por el contrario, siempre y cuando se cumpla que el tipo de interés nacional se sitúe significativamente fuera de dichas bandas de rendimiento, sí nos encontramos en condiciones de afirmar que ese sistema cambiario, durante el período estudiado, no es creíble. En el contexto de no credibilidad, podemos encontrarnos con dos posibilidades: por una parte, que el tipo de interés nacional sea superior al límite superior de rentabilidad (\bar{R}_t^τ), en cuyo caso el agente económico tiene incentivos a obtener financiación en el extranjero y posteriormente invertir en la compra de activos financieros expresados en moneda nacional. O bien, por otra parte, el otro escenario que

tampoco supone estar en la condición de equilibrio en el mercado internacional de capitales es la situación en la que el tipo de interés nacional es inferior al límite inferior de rentabilidad (\underline{R}_t^*). En este caso particular, el activo expresado en moneda extranjera se convierte en el más atractivo del mercado para el inversor por disponer de un beneficio asegurado.

5. 3. 2. Contraste del método del ajuste a la deriva

El contraste de Svensson (1991) ha sido criticado porque únicamente se preocupa por la posibilidad de un realineamiento (cambio en el nivel de la paridad central establecida) cuando el tipo de cambio se sitúa próximo a los límites de las bandas de fluctuación. Por este motivo, hemos seleccionado otro procedimiento alternativo, conocido como método del ajuste a la deriva (DA por sus siglas en inglés).

Este método, originalmente propuesto por Bertola y Svensson (1993), consiste en estimar, a través de un modelo de regresión lineal, las expectativas de realineamiento de los agentes económicos condicionadas a si han experimentado alguno de estos sucesos con anterioridad. Este indicador, inverso a la medida de credibilidad, se obtiene asumiendo la hipótesis de la paridad no cubierta de intereses:

$$i_t - i_t^* = \frac{E_t[\Delta s_{t+\tau}]}{\tau}$$

donde i_t e i_t^* son el tipo de interés doméstico y de la Zona Euro, respectivamente y, τ refleja el período de maduración (en nuestro caso son 3 meses, por tanto el valor es de 3/12).

Teniendo en cuenta que el tipo de cambio se puede descomponer en dos elementos: la paridad central y el tipo de cambio dentro de la banda, la expresión de la paridad no cubierta de intereses se puede expresar como:

$$i_t - i_t^* = \frac{E_t[\Delta s_{t+\tau}]}{\tau} + \frac{E_t[\Delta c_{t+\tau}]}{\tau}$$

Además:

$$E_t[\Delta x_{t+\tau}] = (1 - p_t^\tau) E_t[\Delta x_{t+\tau} / nr] + p_t^\tau E_t[\Delta x_{t+\tau} / r]$$

donde p_t^τ es la probabilidad determinada en la fecha t de experimentar un realineamiento durante el período comprendido entre t y $t+\tau$. En la parte derecha de la expresión se especifica si la expectativa se encuentra condicionada a haber presentado un realineamiento (r) o no haberlo experimentado (nr).

Por otra parte, teniendo en cuenta la definición de devaluación, la siguiente expresión recoge en su primer término de la derecha el realineamiento esperado y en el segundo la propia depreciación esperada dentro de la banda:

$$g_t^\tau = \frac{E_t[\Delta c_{t+\tau}]}{\tau} + \frac{p_t^\tau}{\tau} \{ E_t[x_{t+\tau} / r] - E_t[x_{t+\tau} / nr] \}$$

Finalmente combinando las expresiones anteriores se obtiene que:

$$g_t^\tau = i_t - i_t^* - \frac{E_t[\Delta x_{t+\tau} / nr]}{\tau}$$

La forma de proceder para obtener dicha devaluación esperada es la siguiente: en primer lugar, se estima la depreciación esperada dentro de la banda, condicionada a no haber sufrido ningún realineamiento (último término de la parte de la derecha de esta última ecuación), para posteriormente aplicándole el diferencial de tipos de interés se logre g_t^τ .

A continuación, en lugar de trabajar con la estimación puntual, calcularemos los intervalos de confianza con un nivel de significación del 0,10 para nuestra variable de interés. De esta manera, estaremos garantizando que con 90% de confianza, el verdadero parámetro poblacional de la devaluación se encuentra dentro de dicho intervalo.

Cabe mencionar que en este capítulo se presentarán los resultados asociados al cálculo de los intervalos de confianza al 90%; sin embargo, las conclusiones obtenidas son cualitativamente muy similares trabajando al 95% de confianza (véase Anexo A. 1).

Con la finalidad de estimar la depreciación esperada dentro de la banda según el método DA, se emplea el mismo modelo de regresión lineal propuesto por Svensson (1993), en el cual las variables explicativas a considerar son: el logaritmo de la distancia del tipo de cambio respecto a la paridad central (x_t) y los tipos de interés interbancarios a 3 meses, tanto el nacional como el de la Zona Euro (i_t e i_t^* , respectivamente):

$$\frac{x_{t+\tau} - x_t}{\tau} = \sum_j \alpha_j d_j + \beta_1 x_t + \beta_2 i_t + \beta_3 i_t^* + \epsilon_{t+\tau}$$

Las variables ficticias d_j toman valor uno durante el subperíodo correspondiente entre los realineamientos y las ampliaciones de las bandas de fluctuación³⁰, mostrados con una línea vertical en el Gráfico 5. 20 (Paneles A-O).

Dado que la depreciación esperada dentro de la banda ha de predecirse teniendo en cuenta que está condicionada a no haber experimentado ningún episodio de realineamiento, Svensson (1993) elimina las observaciones asociadas a los tres meses anteriores a los realineamientos sucedidos. Sin embargo, para evitar que el número de observaciones se reduzca notablemente, vamos a seguir el procedimiento de Ledesma *et al.* (2000, 2005a y 2009) estimando con la totalidad de la muestra. Esto supone que, en lugar de obtener la devaluación esperada g_t^e , consigamos el realineamiento esperado.

5. 3. 3. Modelos de elección discreta

A diferencia de la econometría tradicional, la utilidad de este tipo de modelos radica en la posibilidad de trabajar con variables dependientes cualitativas. En el capítulo séptimo de esta tesis se encuentra desarrollado en mayor profundidad sus ventajas, método de estimación y aspectos a tener en cuenta al seleccionar esta tipología de modelos. A modo de resumen, dentro de esta perspectiva existe una amplia variedad de modelizaciones dependiendo del número de alternativas de la variable endógena, que se pueden englobar en: modelos de respuesta dicotómica (dos alternativas posibles para la

³⁰ Al igual que Ledesma *et al.* (2005), hemos implementado la ampliación en las bandas de fluctuación, dada la importancia dentro del MTC II.

variable objeto de estudio, como es nuestro caso) o modelos de elección múltiple (más de dos posibles opciones).

Dado que nuestro interés se centra en ser capaces de calcular la probabilidad de realineamiento para estos diecisiete países, vamos a considerar modelos probabilísticos no lineales que nos permitan estimaciones fiables de las variables dicotómicas. Lo más habitual es emplear la función de distribución logística (denominado modelo Logit) o la de la normal tipificada (denominado modelo Probit). En este capítulo sólo presentaremos los resultados vinculados con el modelo Logit, debido a que las estimaciones de los coeficientes entre el Logit y el Probit son muy similares (véase Ameniya, 1981, en el cual se afirma que: $\hat{\beta}_{LOGIT} = 1.6 * \hat{\beta}_{PROBIT}$)³¹.

Antes de proceder a la estimación del modelo es necesario explicar que nuestra variable dependiente se va a construir basándonos en el resultado obtenido por el método DA con la finalidad de lograr una serie temporal de las probabilidades estimadas. En concreto, cuando ambos límites del intervalo de confianza de la depreciación esperada dentro de la banda son mayores o menores que cero, diremos que no existe credibilidad, asignándole a la variable a explicar el valor 0 ($y_t = 0$) y cuando no se cumpla dicha condición la variable dependiente tomará valor 1 ($y_t = 1$), indicando credibilidad en el sistema cambiario.

Por tanto, centrándonos en el modelo Logit, la probabilidad de que los agentes asignen el valor 1 en un determinado momento del tiempo, es decir, que en esa fecha el tipo de cambio sea creíble, se puede calcular a partir de la siguiente expresión:

$$P(y_t = 1) = \Lambda(z_t' \beta) = \frac{e^{z_t' \beta}}{1 + e^{z_t' \beta}}$$

³¹ La similitud de los coeficientes se debe a las propias funciones de distribución. Al ser simétricas en torno al cero es lógico que los coeficientes estimados sean prácticamente iguales y que sea más próximos a las colas donde más difieran. En relación a las probabilidades predichas son muy similares ambos modelos (Cameron y Trivedi, 2010).

donde $z_t' \beta = \beta_1 + \beta_2 z_{1t}$, $\Lambda(.)$ es la función de distribución logística acumulada, z_{1t} es la variable explicativa y $P(y_t = 0) = 1 - P(y_t = 1)$ (siendo en nuestro caso la probabilidad de realineamiento). Como variables explicativas, este modelo incluye el tipo de cambio, la distancia respecto a la paridad central, la distancia respecto al límite superior de la banda y, por último, el diferencial de los tipos de interés.

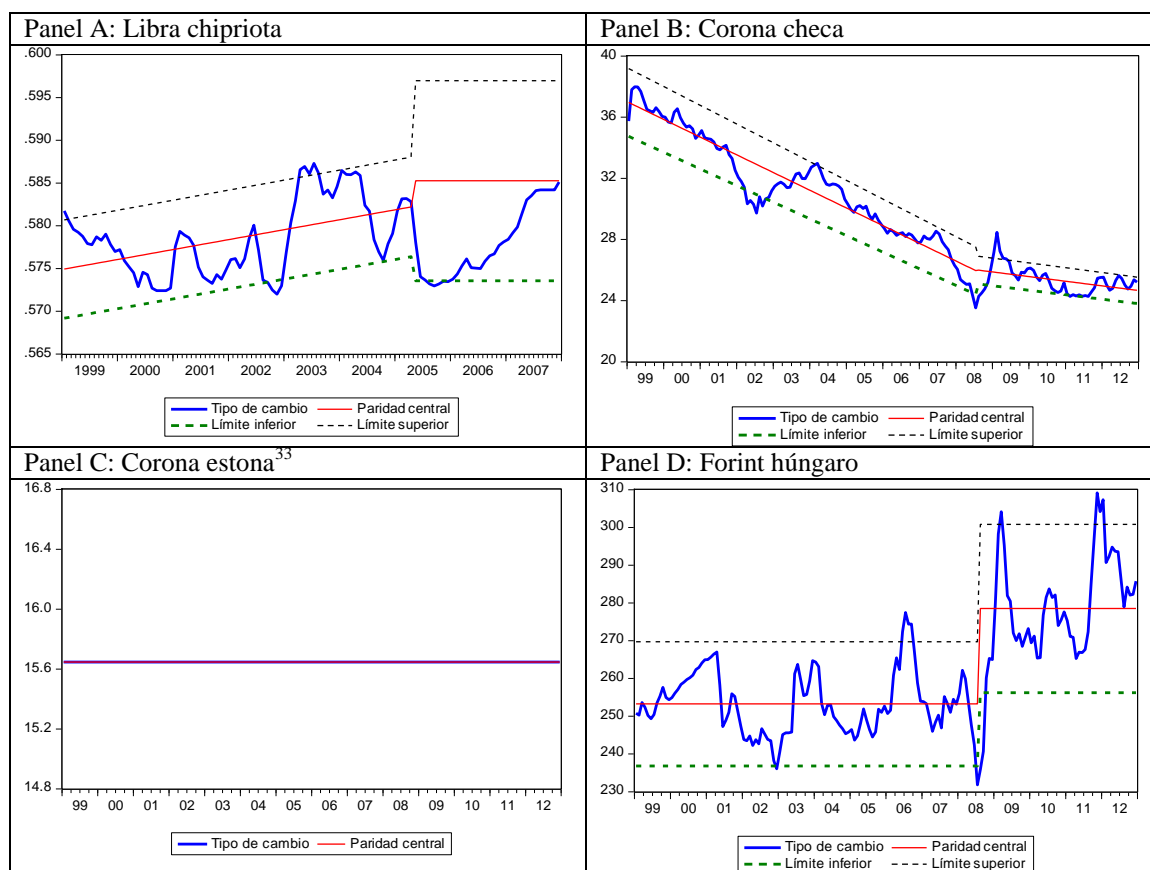
Teniendo presente que este método se fundamenta en los resultados del procedimiento de ajuste a la deriva, también se ha comprobado que, trabajando con unos intervalos al 95% de confianza para la estimación de la devaluación esperada, los resultados obtenidos son cualitativamente muy similares. Los cuadros y gráficos asociados a esta medida de robustez se ofrecen en los Anexos A. 2 a A. 7.

5. 3. 4. Resultados empíricos de los contrastes de credibilidad de las bandas de fluctuación

En esta sección, los diferentes métodos para contrastar la credibilidad explicados en las secciones anteriores (5. 3. 1-5. 3. 3) son aplicados en los diecisiete países analizados en este capítulo desde 1999 hasta 2012 como una medida de robustez. Sin embargo, antes de proceder a la interpretación de los resultados es necesario conocer las limitaciones características de estos métodos. En primer lugar, los resultados del contraste simple de Svensson (1991) se encuentran condicionados en gran medida por la amplitud de los límites inferiores y superiores de las bandas. En segundo lugar, no existe una justificación teórica sobre las variables explicativas que adopta el método DA para explicar la depreciación esperada dentro de las bandas. Por último, Ledesma *et al.* (2005a) también mencionan la repercusión de la no estacionariedad del tipo de cambio sobre las conclusiones de dicho procedimiento. Sin embargo, a pesar de dichas limitaciones, aunque con desigual grado de exactitud, los tres procedimientos han sido capaces de identificar las diferentes crisis de credibilidad que han experimentado los tipos de cambio investigados en este capítulo.

El Gráfico 5. 18 (Paneles A-P) recoge la evolución temporal de los diecisiete países frente al euro, además de sus paridades centrales y sus bandas de fluctuación. Por otra parte, el Gráfico 5. 19 (Paneles A-P) indica, para cada uno de los países investigados, en qué momento el tipo de interés doméstico³² se encuentra fuera de las bandas de rendimiento, demostrando la falta de credibilidad en esos subperíodos. Cada uno de estos gráficos se explica con detalle al realizar una interpretación particular de cada país en la que se lleva a cabo una comparativa entre los tres enfoques considerados.

Gráfico 5. 18: Evolución de los tipos de cambio frente al euro, sus paridades centrales y sus bandas de fluctuación



³² Tanto el tipo de interés nacional como el de la Zona Euro se corresponde con el interbancario a 3 meses, extraídos a partir del Eurostat y del BCE.

³³ No se han incorporado las bandas de fluctuación, dado que Estonia ha adoptado una caja de conversión a lo largo del período objeto de estudio.

Gráfico 5. 18: Evolución de los tipos de cambio frente al euro, sus paridades centrales y sus bandas de fluctuación (continuación)

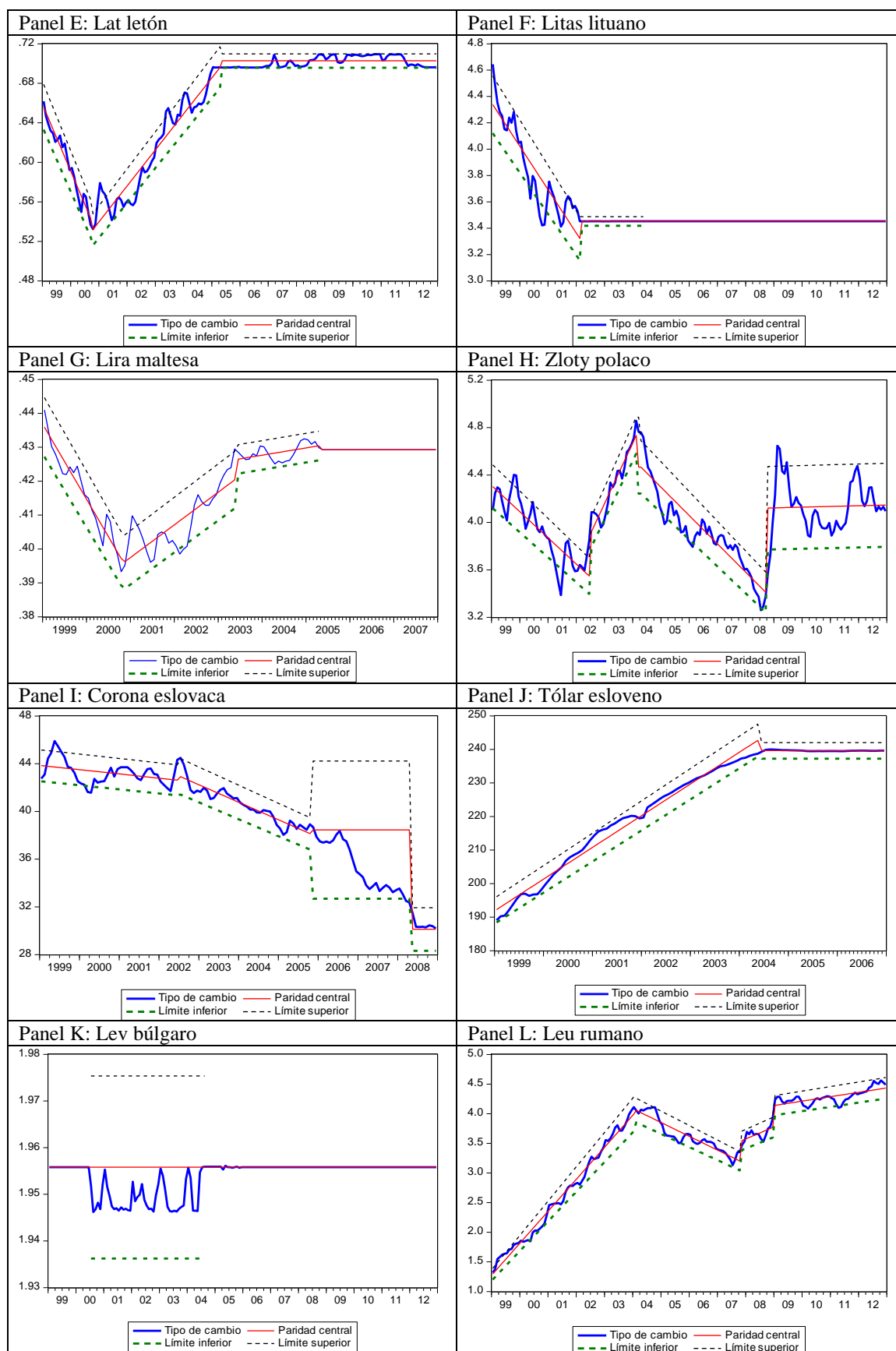


Gráfico 5. 18: Evolución de los tipos de cambio frente al euro, sus paridades centrales y sus bandas de fluctuación (continuación)

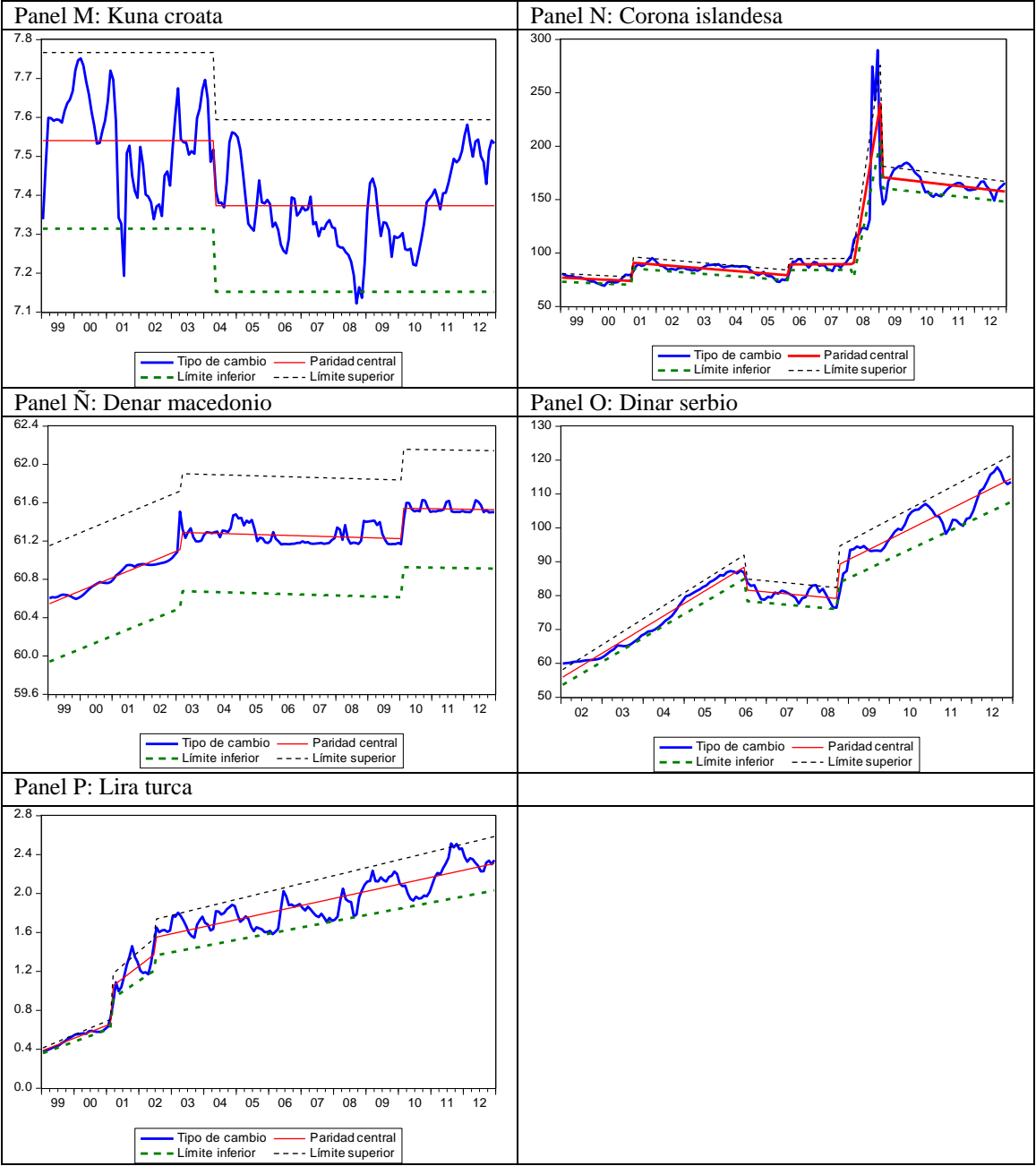


Gráfico 5. 19: Contraste de credibilidad de Svensson (1991) de las bandas de fluctuación de los tipos de cambio frente al euro

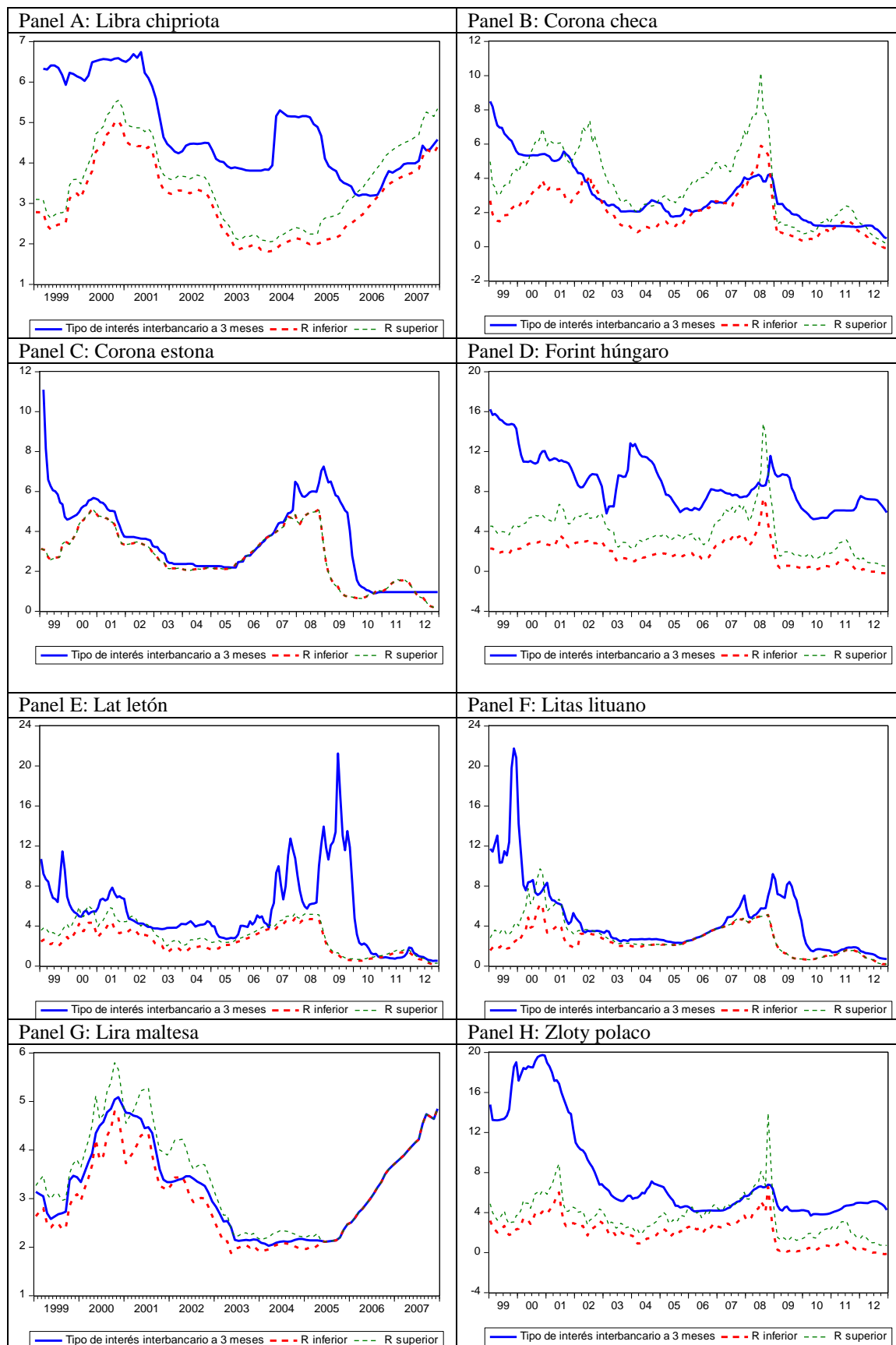


Gráfico 5. 19: Contraste de credibilidad de Svensson (1991) de las bandas de fluctuación de los tipos de cambio frente al euro (continuación)

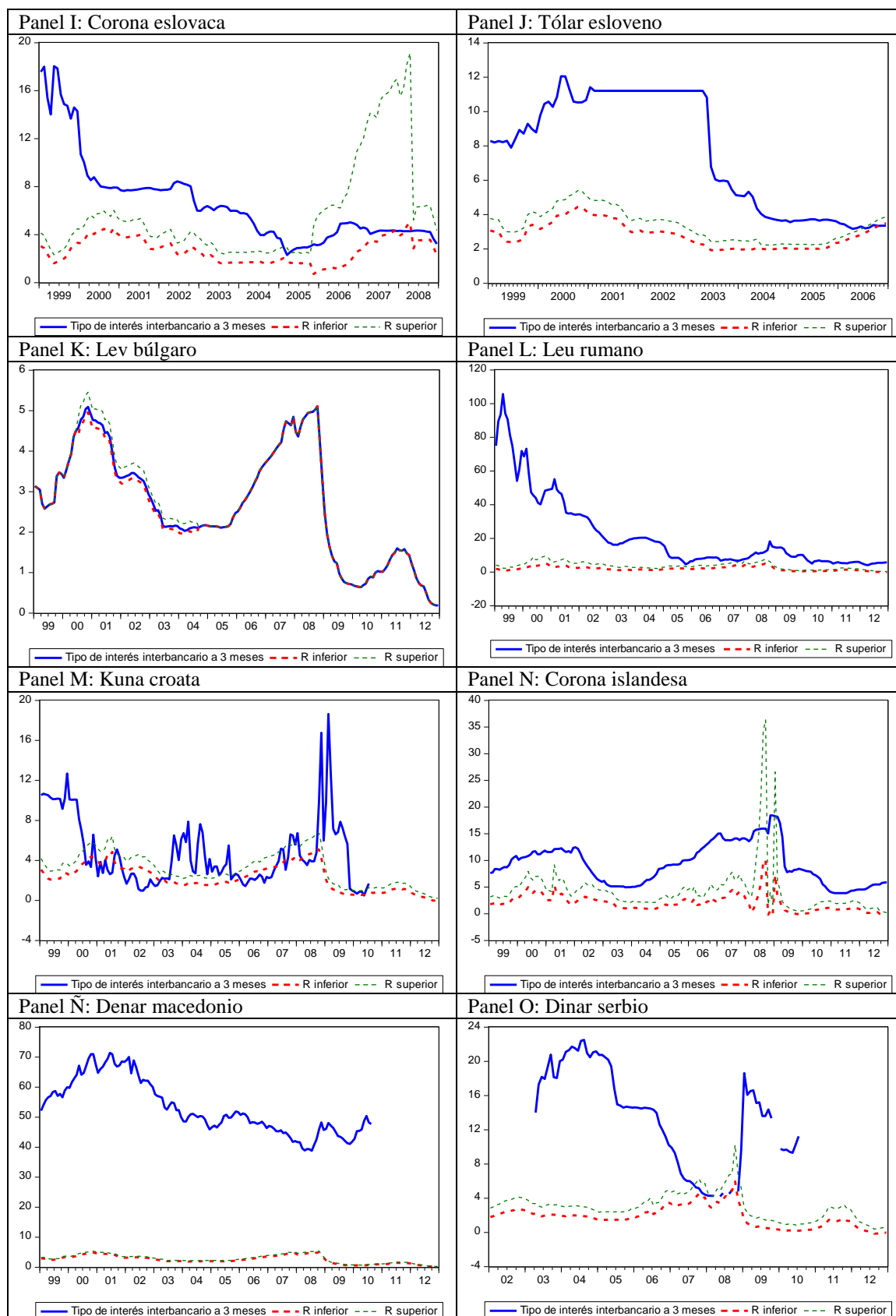
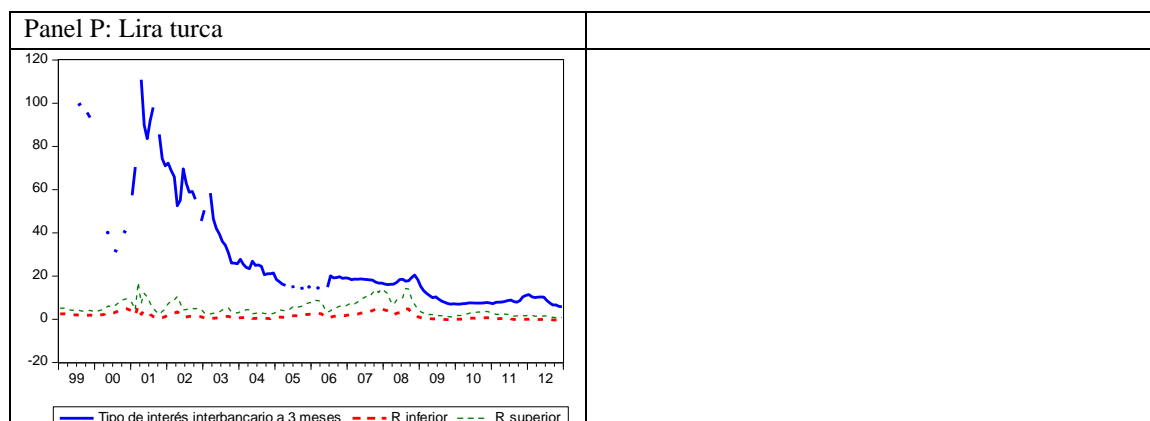


Gráfico 5. 19: Contraste de credibilidad de Svensson (1991) de las bandas de fluctuación de los tipos de cambio frente al euro (continuación)



Los resultados sobre cómo influyen las variables explicativas del método DA sobre la depreciación esperada dentro de la banda son ofrecidos en el Cuadro 5. 1. Estos coeficientes han sido estimados por MCO, corrigiendo sus errores estándares por la posible heterocedasticidad o correlación serial utilizando el estimador de covarianzas de Newey-West (1987). Entre las conclusiones obtenidas, cabe destacar que, el coeficiente asociado al logaritmo de la distancia respecto a la paridad central (x) se muestra altamente significativo actuando de manera inversa sobre la depreciación esperada dentro de la banda, corroborando así la hipótesis de reversión a la media del tipo de cambio. Este signo negativo significa que si los agentes económicos observan en la fecha t una desviación respecto a la paridad central formarán expectativas estabilizadoras, es decir, esperarán que el tipo de cambio se aproxime de nuevo a la misma en el siguiente período estabilizando así su comportamiento hacia el equilibrio. Sin embargo, en nuestro estudio no existe un consenso sobre cómo afecta la rentabilidad de mantener activos financieros en moneda nacional (i) ni en moneda extranjera (i^*) sobre la depreciación esperada. Comenzando por el tipo de interés doméstico son varias las economías que coinciden con los resultados obtenidos en Svensson (1993), Rose y Svensson (1994) y Ledesma *et al.* (2000, 2005a), pero únicamente el zloty polaco se muestra significativo al 5%; otros como la libra chipriota, la lira maltesa y el dinar serbio reflejan el signo negativo esperado, siendo significativos al 10%. La gran mayoría (la corona checa, el forint húngaro, el lat letón, el litas lituano, la corona eslovaca, el tólar esloveno y la corona islandesa) presentan una influencia inversa sobre

la depreciación esperada, pero no son significativos. El caso particular de la kuna croata afecta positivamente.

Con respecto al tipo de interés de referencia respecto a la Zona Euro, esta variable no se puede considerar explicativa del comportamiento esperado de la depreciación del tipo de cambio al no mostrarse significativa en la mayor parte de los países del estudio. Únicamente se muestra significativa al 5% para el caso particular del tólar esloveno y al 10% para la lira maltesa y el zloty polaco, todos ellos afectando directamente sobre la variable de interés. Por último, teniendo en cuenta los p -valores tan elevados que muestran las variables dicotómicas, a excepción de la corona eslovaca, el tólar esloveno y el lev búlgaro, se podría concluir la poca relevancia de los diferentes regímenes cambiarios.

Cuadro 5. 1: Depreciación esperada de los tipos de cambio dentro de la banda

	CYP/EUR	CZK/EUR	HUF/EUR	LVL/EUR	LTL/EUR	MTL/EUR
D1	0,020333 (0,3849)	-0,015085 (0,8150)	-0,027337 (0,7801)	0,014935 (0,4678)	0,004787 (0,9131)	0,003434 (0,6737)
D2	-0,003544 (0,8081)	0,013595 (0,5507)	0,029891 (0,6339)	-0,002057 (0,9137)	0,000291 (0,9312)	-0,005082 (0,7372)
D3				0,001164 (0,9339)		-0,001521 (0,8271)
X	-1,410009 (0,0016)	-1,346691 (0,0010)	-2,064952 (0,0000)	-2,684476 (0,0000)	-2,712864 (0,0001)	-3,756133 (0,0000)
i	-1,012013 (0,0889)	-0,378418 (0,6882)	-0,205282 (0,7828)	-0,055578 (0,6963)	-0,403826 (0,2521)	-188,5633 (0,0730)
i^*	0,891783 (0,1108)	0,649656 (0,7649)	1,017818 (0,6155)	-0,043578 (0,9441)	0,458499 (0,3720)	188,5930 (0,0730)

Nota: En paréntesis se muestran los p -valores.

Cuadro 5. 1: Depreciación esperada de los tipos de cambio dentro de la banda (continuación)

	PLN/EUR	SKK/EUR	SIT/EUR	BGN/EUR	RON/EUR	HRK/EUR
D1	0,220939 (0,0822)	0,242164 (0,0415)	-0,074010 (0,0014)	-0,012045 (0,0042)	0,027734 (0,6237)	-0,003522 (0,8439)
D2	0,057099 (0,4912)	0,125267 (0,0622)	-0,049790 (0,0000)		0,045032 (0,4564)	-0,021324 (0,1915)
D3	-0,070369 (0,4006)	-0,045297 (0,6983)			0,103206 (0,1981)	
D4	0,073210 (0,1582)	0,252458 (0,0428)			0,008491 (0,7418)	
X	-2,926873 (0,0000)	-2,839045 (0,0045)	-2,873564 (0,0000)	-4,194945 (0,0001)	-2,698713 (0,0000)	-2,707117 (0,0000)
i	-2,442792 (0,0005)	-0,691072 (0,2941)	0,172534 (0,4473)	2,876631 (0,9271)	0,072319 (0,6031)	0,528323 (0,0052)
<i>i*</i>	4,508894 (0,0750)	-4,270871 (0,0757)	1,802843 (0,0000)	-2,907629 (0,9263)	-1,892726 (0,2469)	-0,658828 (0,2462)

Nota: En paréntesis se muestran los *p*-valores.

Cuadro 5. 1: Depreciación esperada de los tipos de cambio dentro de la banda (continuación)

	ISK/EUR	MKD/EUR	RSD/EUR	TRY/EUR
D1	0,007063 (0,9641)	-0,003524 (0,5700)	0,127450 (0,2098)	-0,089752 (0,5724)
D2	0,049520 (0,7122)	-0,002490 (0,5714)	0,017072 (0,8727)	-0,057929 (0,8004)
D3	0,139833 (0,4083)	0,000177 (0,9704)	0,135736 (0,0760)	-0,005681 (0,9427)
D4	-0,222335 (0,3939)			
D5	0,086730 (0,3249)			
X	-5,215865 (0,0000)	-2,316721 (0,0000)	-2,313829 (0,0000)	-2,854239 (0,0000)
i	-1,488618 (0,2540)	0,001239 (0,9047)	-0,774275 (0,0582)	0,330268 (0,0667)
<i>i*</i>	2,771364 (0,4985)	0,067919 (0,3009)	0,470247 (0,8338)	-2,693158 (0,3155)

Nota: En paréntesis se muestran los *p*-valores.

Por otra parte, el Cuadro 5. 2 muestra los resultados de la estimación del modelo Logit para las diferentes variables explicativas explicadas en la sección 5. 3. 3, con la finalidad de evaluar la probabilidad de realineamiento. En este procedimiento, y dado

nuestro interés, nos centraremos únicamente en la interpretación de los signos de los coeficientes estimados³⁴. Al igual que en Ledesma *et al.* (2005a), se obtiene que en la mayor parte de la muestra, existe suficiente evidencia empírica para afirmar que ante una depreciación de la moneda nacional, se produce un aumento (reducción) en la probabilidad de realineamiento (credibilidad). Sin embargo y, en contra de lo esperado, para tipos de cambio como el forint húngaro, la lira maltesa, el tólar esloveno, el leu rumano y la lira turca, todo parece indicar que ante una depreciación frente al euro se desencadenaría un incremento significativo en la credibilidad del sistema cambiario. A excepción de la libra chipriota, el resto de tipos de cambios considerados objeto de estudio han mostrado, con una elevada significatividad³⁵, cómo el hecho de desviarse respecto de la paridad central repercute negativamente sobre la probabilidad de credibilidad del régimen cambiario, ya que aquéllos que reflejan un signo positivo no son significativos. Otro indicador que se ha empleado en el trabajo como medida de robustez es la distancia respecto a la banda superior de fluctuación.

Tal y como cabría esperar, el diferencial de tipos de interés nacional con respecto al de la Zona Euro desencadena un efecto negativo sobre la probabilidad de credibilidad, aumentando por tanto la probabilidad de un realineamiento en el tipo de cambio.

³⁴ Recordemos que estos coeficientes estimados no presentan la interpretación con la que estamos acostumbrados a trabajar en la econometría tradicional, siendo para ello necesario el cálculo de los efectos marginales, pero dado el objetivo del capítulo lo que nos preocupa es el signo para ver cómo influyen las variables sobre la probabilidad de realineamiento.

³⁵ Salvo el tipo de cambio lira turca frente al euro que claramente es no significativa.

Cuadro 5. 2: Resultados de la estimación del modelo Logit

	CYP/EUR	HUF/EUR	LVL/EUR	LTL/EUR	MTL/EUR	PLN/EUR	SIT/EUR
Tipos de cambio							
δ_1	58,67161 (0,0886)	-76,7744 (0,0277)	2,790559 (0,3299)	23,12190 (0,000)	-29,7979 (0,0201)	33,22136 (0,0000)	-14,7130 (0,0001)
δ_2	-98,4791 (0,0976)	0,329891 (0,0233)	-1,27622 (0,7668)	-5,74085 (0,000)	77,77768 (0,0126)	-7,16923 (0,0000)	0,064330 (0,0001)
Distancia respecto a la paridad central							
δ_1	0,317149 (0,4851)		2,915007 (0,000)	3,620891 (0,000)	9,784070 (0,0024)	4,814764 (0,0000)	0,226393 (0,4461)
δ_2	400,5214 (0,0049)		-112,015 (0,0006)	-23,100 (0,000)	-1447,20 (0,0084)	-12,4020 (0,0000)	-0,34009 (0,0719)
Distancia respecto a la banda de fluctuación superior							
δ_1	-0,32579 (0,5028)		0,892054 (0,0150)	1,338096 (0,0010)	2,476716 (0,0022)	0,104949 (0,8577)	-0,39480 (0,3831)
δ_2	311,6239 (0,0004)		100,1141 (0,0034)	-2,14369 (0,2746)	-41,9411 (0,6419)	17,03549 (0,0010)	0,061098 (0,5718)
Diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro							
δ_1	14,80137 (0,0014)	-1,86241 (0,6025)	3,942675 (0,000)	3,717407 (0,000)	2,757152 (0,000)	3,154565 (0,0000)	5,553409 (0,0000)
δ_2	-5,19030 (0,0013)	1,421431 (0,1410)	-0,48790 (0,000)	-0,43219 (0,002)	-277,295 (0,0097)	-0,09927 (0,1035)	-1,25097 (0,0000)

Nota: En paréntesis se muestran los p -valores. Debido a errores en el procedimiento de programación en Eviews, algunas casillas aparecen vacías.

Cuadro 5. 2: Resultados de la estimación del modelo Logit (continuación)

	BGN/EUR	RON/EUR	HRK/EUR	ISK/EUR	RSD/EUR	TRY/EUR
Tipos de cambio						
δ_1	553,2440 (0,3286)	-6,77836 (0,0000)	64,61155 (0,0003)	6,590385 (0,0000)	2,052755 (0,3674)	-1,72627 (0,0244)
δ_2	-281,320 (0,3314)	2,159171 (0,0000)	-8,32492 (0,0004)	-0,0296 (0,0002)	-0,00934 (0,7332)	1,951479 (0,0000)
Distancia respecto a la paridad central						
δ_1	3,034892 (0,0000)	1,110666 (0,0001)	4,803055 (0,0000)	5,049467 (0,0000)	1,222223 (0,0258)	1,506624 (0,0000)
δ_2	274,7685 (0,3320)	-6,87270 (0,0231)	-21,4428 (0,0001)	-0,23217 (0,0001)	0,037742 (0,8979)	-0,11528 (0,9699)
Distancia respecto a la banda de fluctuación superior						
δ_1		-0,20451 (0,5587)	-1,24819 (0,0627)	3,515918 (0,0000)	-0,53628 (0,3791)	-1,46351 (0,0039)
δ_2		4,470763 (0,0130)	19,70216 (0,0000)	-0,06973 (0,0005)	0,566905 (0,0031)	22,76037 (0,0000)
Diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro						
δ_1	3,295837 (0,0000)	5,139561 (0,0000)	2,940181 (0,0000)	6,242408 (0,0000)	-0,27128 (0,6175)	4,009783 (0,0000)
δ_2	3,05E-11 (1,000)	-0,29800 (0,0000)	-0,25454 (0,0007)	-0,44553 (0,0001)	0,228895 (0,0140)	-0,07444 (0,0000)

Nota: En paréntesis se muestran los p -valores. Debido a errores en el procedimiento de programación en Eviews, algunas casillas aparecen vacías.

El Cuadro 5. 3 ofrece un resumen de los estadísticos de la probabilidad de realineamiento estimado para todos los tipos de cambio estudiados atendiendo a las cuatro variables explicativas.

Cuadro 5. 3: Resumen de los estadísticos de la probabilidad estimada

	CYP/EUR	HUF/EUR	LVL/EUR	LTL/EUR	MTL/EUR
Tipos de cambio					
Media	0,839042	0,988095	0,875	0,89881	0,925926
Mediana	0,854503	0,999703	0,870138	0,964424	0,966765
Máximo	0,91226	1	0,891977	0,971563	0,989035
Mínimo	0,697372	0,425778	0,868179	0,028185	0,688264
Desv. Est.	0,060427	0,053508	0,007595	0,195882	0,072607
Asimetría	-0,771676	-8,19372	0,890278	-3,155665	-1,459627
Curtosis	2,395783	78,85263	2,250956	11,69205	4,002586
Distancia respecto a la paridad central					
Media	0,841491		0,875	0,89881	0,925926
Mediana	0,864644		0,902116	0,973939	0,999652
Máximo	0,994776		0,948455	0,973939	0,999944
Mínimo	0,584461		0,208036	0,014195	0,000557
Desv. Est.	0,121232		0,104212	0,207418	0,228715
Asimetría	-0,506548		-3,412301	-3,089834	-3,502727
Curtosis	2,06745		16,54762	11,67071	13,88149
Distancia respecto a la banda de fluctuación superior					
Media	0,832743		0,875	0,738462	0,896104
Mediana	0,915762		0,900855	0,779594	0,897737
Máximo	0,999223		0,9953	0,78828	0,920282
Mínimo	0,42608		0,71408	0,551161	0,848488
Desv. Est.	0,180731		0,085101	0,060949	0,016373
Asimetría	-0,925651		-0,569065	-1,498483	-0,87151
Curtosis	2,492133		2,153523	4,506434	3,512737
Diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro					
Media	0,839623	0,988095	0,875	0,89881	0,925926
Mediana	0,998145	0,998764	0,961057	0,969471	0,940316
Máximo	1	1	0,986917	0,977356	0,99605
Mínimo	0,006197	0,870386	0,002944	0,015022	0,49605
Desv. Est.	0,307719	0,022193	0,216992	0,179142	0,085355
Asimetría	-1,690585	-2,967549	-2,64614	-3,16611	-4,772396
Curtosis	4,265054	12,95354	9,062505	13,3542	24,29344

Nota: Debido a errores en el procedimiento de programación en Eviews, algunas casillas aparecen vacías.

Cuadro 5. 3: Resumen de los estadísticos de la probabilidad estimada (continuación)

	PLN/EUR	SIT/EUR	BGN/EUR	RON/EUR	HRK/EUR
Tipos de cambio					
Media	0,928571	0,458333	0,964286	0,642857	0,902163
Mediana	0,987735	0,526489	0,954249	0,74194	0,950657
Máximo	0,999948	0,673817	0,99679	0,95575	0,995126
Mínimo	0,168134	0,072425	0,95042	0,019274	0,520204
Desv. Est.	0,150492	0,213572	0,017065	0,305747	0,10372
Asimetría	-3,123906	-0,499167	1,172453	-0,931444	-1,730178
Curtosis	12,64763	1,722908	2,487432	2,436456	5,634162
Distancia respecto a la paridad central					
Media	0,928571	0,458333	0,964286	0,642857	0,898459
Mediana	0,977496	0,476174	0,954126	0,663009	0,959187
Máximo	0,991824	0,556316	0,996573	0,752162	0,991489
Mínimo	0,125146	0,246567	0,954126	0,421033	0,066238
Desv. Est.	0,134048	0,09329	0,016892	0,085408	0,136508
Asimetría	-4,040649	-0,660326	1,178044	-0,664822	-2,615899
Curtosis	21,39038	2,065244	2,501305	2,460214	12,23315
Distancia respecto a la banda de fluctuación superior					
Media	0,928571	0,458333		0,642857	0,870379
Mediana	0,973667	0,447551		0,64397	0,964233
Máximo	1	0,535714		0,822713	0,999957
Mínimo	0,550651	0,412126		0,454412	0,270139
Desv. Est.	0,102566	0,028947		0,093821	0,189686
Asimetría	-1,869827	0,810824		-0,113573	-1,692494
Curtosis	5,866752	2,664966		2,196345	4,664335
Diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro					
Media	0,928571	0,458333	0,964286	0,642857	0,899281
Mediana	0,943245	0,232481	0,964286	0,912451	0,946029
Máximo	0,957783	0,997411	0,964286	0,989225	0,972258
Mínimo	0,833115	0,004942	0,964286	8,02E-12	0,212803
Desv. Est.	0,033698	0,431029	2,31E-15	0,406371	0,107486
Asimetría	-1,505909	0,229659	0	-0,710258	-3,107716
Curtosis	3,856938	1,190093	21	1,761309	16,38224

Nota: Debido a errores en el procedimiento de programación en Eviews, algunas casillas aparecen vacías.

Cuadro 5. 3: Resumen de los estadísticos de la probabilidad estimada (continuación)

	ISK/EUR	RSD/EUR	TRY/EUR
Tipos de cambio			
Media	0,928571	0,615218	0,770263
Mediana	0,981321	0,614669	0,848384
Máximo	0,989358	0,622672	0,960117
Mínimo	0,117648	0,609374	0,270607
Desv. Est.	0,117855	0,003625	0,205216
Asimetría	-4,363421	0,163113	-1,426692
Curtosis	27,38254	2,114819	3,564148
Distancia respecto a la paridad central			
Media	0,928571	0,568754	0,816979
Mediana	0,986932	0,616324	0,817231
Máximo	0,993503	0,771734	0,818549
Mínimo	1,50E-06	0,081096	0,813317
Desv. Est.	0,200674	0,159309	0,001256
Asimetría	-3,928106	-1,098939	-0,664928
Curtosis	17,31814	3,502515	2,458355
Distancia respecto a la banda de fluctuación superior			
Media	0,928571	0,634303	0,776896
Mediana	0,955976	0,631359	0,935811
Máximo	0,971103	0,981583	0,999894
Mínimo	0,013745	0,315457	0,194498
Desv. Est.	0,123361	0,177598	0,275081
Asimetría	-5,600464	0,217066	-0,906864
Curtosis	36,01787	2,121604	2,177548
Diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro			
Media	0,928571	0,634246	0,816901
Mediana	0,96123	0,844243	0,950689
Máximo	0,994657	0,996195	0,973296
Mínimo	0,271191	0,093296	0,01992
Desv. Est.	0,116833	0,35239	0,274191
Asimetría	-3,836332	-0,442684	-1,850246
Curtosis	19,25068	1,485846	4,980048

Nota: Debido a errores en el procedimiento de programación en Eviews, algunas casillas aparecen vacías.

A continuación, se analiza, país por país, los resultados obtenidos de los tres indicadores de credibilidad realizando una comparativa entre ellos, tratando de descubrir cuál de ellos es el más preciso identificando las etapas de crisis de credibilidad.

Chipre: Según se aprecia en el Gráfico 5. 18 (Panel A), el tipo de cambio CYP/EUR presenta notables desviaciones respecto a su paridad central en la mayor parte del período considerado. Tras su incorporación al MTC II en abril de 2005 comienza con una etapa de apreciación de su moneda nacional, hasta que poco a poco consigue estabilizarse aproximándose cada vez más a la paridad central establecida.

Según el contraste simple de Svensson (1991), la falta de credibilidad se hace presente durante prácticamente todo el período objeto de estudio (Gráfico 5. 19, Panel A), coincidiendo con las desviaciones más notables respecto de las bandas de fluctuación localizadas a principios de 1999, 2002:09-2002:12 y 2003:04-2003:08. Sin embargo, el establecimiento de la paridad central en 0,585274 libras chipriotas por euro, con unas bandas de fluctuación de $\pm 15\%$ tras su incorporación al MTC II en 2005, permite que dichas variaciones se vayan contrayendo de manera significativa. El motivo por el cual desde 2005:08 hasta 2005:12 el tipo de cambio se aleja del límite inferior de su banda de fluctuación puede venir explicado como consecuencia de esa pequeña falta de credibilidad que aún permanece. La credibilidad se termina consolidando a partir de 2006:03, tal y como se puede apreciar en el Gráfico 5. 19 (Panel A). A partir de este momento, la evolución del tipo de interés nacional no sobresale en ningún momento de las bandas de rendimientos.

El método del ajuste a la deriva es capaz de detectar dos etapas de crisis de credibilidad para la economía chipriota. En el Gráfico 5. 20 (Panel A) se aprecian justo cuando los límites inferiores y superiores del intervalo de confianza de la tasa de realineamiento esperado son mayores que cero. La primera de estas etapas se sitúa durante 1999:03-2000:01 y la segunda, durante 2003:01-2003:03, recogiendo perfectamente el realineamiento producido en 2005:05 (véase la línea vertical).

Prestando atención a los resultados del Cuadro 5. 3, el método de elección discreta predice que la probabilidad de credibilidad en términos medios se sitúa en torno al 0,84, lo cual, quiere decir que hay un 0,16 de probabilidad de realineamiento del tipo de cambio CYP/EUR. Sin embargo, estas probabilidades no son constantes a lo largo del

tiempo. De forma genérica se obtiene que, próximos al realineamiento mencionado anteriormente, la credibilidad disminuye notablemente (véase Panel A de los Gráficos 5. 21, 5. 22, 5. 23 y 5. 24, para las cuatro variables explicativas consideradas en el modelo Logit, respectivamente).

República Checa: A pesar de su entrada en la UE el 1 de mayo de 2004, la República Checa no ha cumplido los criterios de convergencia, sobre todo en materia de reducción del riesgo cambiario. Al adoptar un sistema cambiario flexible, la autoridad monetaria de la República Checa no tiene la obligación de intervenir comprando ni vendiendo divisas para estabilizar el tipo de cambio, por este motivo es fácil identificar tanto períodos de depreciación como de apreciación de la moneda nacional frente al euro a lo largo de todo el período de análisis (Gráfico 5. 18, Panel B).

Si bien es cierto que durante el inicio del período hasta 2000:05 se aprecia claramente una falta de credibilidad como consecuencia de la desviación del tipo de interés respecto de las bandas de rentabilidad (Gráfico 5. 19, Panel B), parece producirse un cambio en el patrón de comportamiento al menos hasta 2008:02 (a excepción de 2002:05-2002:11, coincidiendo con una importante desviación respecto al límite inferior que experimenta el tipo de cambio durante 2002:04-2002:10, observada en el Gráfico 5. 18, Panel B). Sin embargo, a pesar de esta mejora, un nuevo cambio de tendencia vuelve a surgir a finales del período, dificultando así el cumplimiento del criterio de estabilidad cambiaria necesario para la incorporación a la Zona Euro.

A pesar de las etapas identificadas por el contraste simple de Svensson de falta de credibilidad, el método del ajuste a la deriva no es capaz de reconocer ninguna. Por último, mencionar que, en esta ocasión, el procedimiento de elección discreta no se puede aplicar. La razón es la siguiente: teniendo en cuenta que la construcción de la variable dependiente se sustenta sobre el método DA; al no disponer en ningún momento del tiempo de una situación en la que ambos límites del intervalo de confianza de la depreciación esperada dentro de la banda presenten signos negativos, ni positivos, la variable objeto de estudio se caracterizará por tomar siempre el valor uno,

imposibilitando la aplicación de un modelo Logit. Este mismo argumento nos sirve para otras economías tales como Eslovaquia o la antigua República Yugoslava de Macedonia, como veremos más adelante.

Hungría: La dinámica del tipo de cambio forint húngaro frente al euro se caracteriza por una gran volatilidad a lo largo de todo el período. Frecuentemente, sufre fuertes desviaciones respecto de su paridad central mostrando notables depreciaciones y apreciaciones al alejarse de sus bandas de fluctuaciones superiores e inferiores, respectivamente (véase Gráfico 5. 18, Panel D). Esta volatilidad puede ser comprendida como consecuencia de la falta de credibilidad por parte de los agentes económicos, al menos en las etapas que han sido identificadas por los tres procedimientos.

Tal y como se puede deducir del Gráfico 5. 19 (Panel D), a lo largo de todo el período es mucho más atractivo pedir prestado en el extranjero para luego prestar en el mercado doméstico. El diferencial con respecto al límite máximo de rendimiento es bastante volátil, siendo significativamente alto a comienzos de 1999, a finales de 2003-comienzos de 2004 y desde mediados de 2008 hasta el final de la muestra. Tan sólo en el subperíodo 2008:07-2008:10 se manifiesta la inexistencia de falta de credibilidad, ya que el tipo de interés forma parte de las bandas de rendimiento. Todo ello, permite argumentar la apreciación de la moneda nacional en 2002:12 y en 2008:07-2008:09; junto con las depreciaciones detectadas en 2006:06-2006:09, 2009:03 y, finalmente, 2011:11-2012:01 (Gráfico 5. 18, Panel D).

A diferencia del criterio de Svensson (1991), el método DA es mucho más selectivo, identificando únicamente la fecha de 2008:08-2008:09 como aquella en la cual se reconoce una tasa de depreciación esperada mayor (Gráfico 5. 20, Panel C). Esto supone un indicador fiable y bastante preciso, puesto que en agosto de ese mismo año se produce un realineamiento y una ampliación de las bandas de fluctuación. El último indicador también señala los meses próximos al realineamiento producido en 2008 como la fecha en la cual la probabilidad de credibilidad estimada alcanza sus niveles mínimos (situándose en un rango entre 0,4 y 0,8), mostrando una diferencia

significativa en relación a la presentada a lo largo de todo el período muestral en la que se aproxima a la unidad (véase el Panel B de los Gráficos 5. 21 y 5. 24).

Letonia: El 29 de abril de 2005 Letonia pasa a formar parte del MTC II. Con anterioridad a dicha fecha, el tipo de cambio manifiesta fluctuaciones que, en numerosas ocasiones, se convierten en importantes depreciaciones y apreciaciones (Gráfico 5. 18, Panel E). Sin embargo, a partir de 2005, se produce una estabilización en torno a la paridad central, sin olvidar las etapas de fuertes tensiones en los mercados que han provocado que la moneda nacional haya alcanzado niveles bastante próximos al límite inferior de la banda de fluctuación. Dicha situación mejora, según indica el Informe de Convergencia de 2012, gracias al mecanismo de asistencia financiera internacional puesta en marcha por la UE y el FMI, relajando así las presiones sobre la cotización de la moneda letona.

El diferencial positivo entre el interbancario a 3 meses y el límite de rendimiento superior (Gráfico 5. 19, Panel E) permite acreditar las depreciaciones experimentadas en 2000:12-2001:03, 2003:05-2003:06 y, la apreciación correspondiente a 2002:02-2002:05 (Gráfico 5. 18, Panel E).

Atendiendo al mecanismo DA, varias etapas de crisis de credibilidad son identificadas, en todas ellas, los límites de las bandas del intervalo de confianza del realineamiento esperado son positivos³⁶. La primera de ellas se corresponde con el período posterior a la ampliación de banda que tuvo lugar en 2000:10 y que duró desde diciembre de ese mismo año hasta marzo del siguiente. A pesar de no percibir la falta de credibilidad de los agentes en la otra ampliación de banda en el año 2005, sí advierte otras posibles crisis de incertidumbre como en 2003:05-2003:06 y en 2008:11-2009:11.

³⁶ Salvo en 2002:03, coincidiendo con una apreciación de la moneda nacional frente al euro.

Empleando el método de elección discreta, la probabilidad de realineamiento en términos medios no parece muy elevada (0,12). Sin embargo, tras interpretar la serie temporal de la inversa de dicha probabilidad nos ofrece una información no unánime, ya que las conclusiones dependerán de la variable explicativa que seleccionemos. A modo de ejemplo, cuando trabajamos con el propio tipo de cambio o la distancia respecto a la paridad central, la probabilidad de credibilidad estimada se reduce y estabiliza después de haberse producido la primera y segunda ampliación de la banda, respectivamente (Gráfico 5. 21, Panel C y Gráfico 5. 22, Panel B). Lo opuesto sucede cuando se emplea el diferencial de tipos de interés como explicativa (Gráfico 5. 24, Panel C). Tras la primera ampliación, la probabilidad de realineamiento es muy próxima a cero a lo largo de esa primera etapa, mientras que, tras la segunda se incrementa progresivamente hasta alcanzar su máximo en 2009.

Lituania: Al igual que Letonia, Lituania al comienzo del período de estudio presenta una fuerte inestabilidad cambiaria observándose apreciaciones reiteradas hasta llegar a 2002:03, momento en el cual se produce un realineamiento y se estrechan las bandas de fluctuación (Gráfico 5. 18, Panel F). Gracias a que la moneda nacional seguía cotizando en torno a la paridad central, la economía lituana pudo adoptar el 27 de junio de 2004 una caja de conversión como compromiso unilateral, fijando la paridad central en 3,45280 litas lituanos por euro, manteniéndose a partir de entonces estable en este valor según los Informes de Convergencia de años posteriores.

Anterior a julio de 2000, el tipo de interés nacional se aleja con diferencia de las bandas establecidas por Svensson (1991) para establecer los períodos de falta de credibilidad (Gráfico 5. 19, Panel F). Este hecho justifica la salida del tipo de cambio por encima (1999:01) y por debajo (2000:05 y 2000:08-2000:11) de las bandas de fluctuación (Gráfico 5. 18, Panel F). Esta situación de no credibilidad comienza a cambiar a partir de agosto de ese mismo año manteniéndose muy próximo a la banda superior de rendimiento. La reducción en la falta de credibilidad alcanza su máximo meses después de la entrada de la libra chipriota en el MTC II, tramo en el cual el tipo de interés se superpone con las bandas de rendimiento. Si bien es cierto que el Gráfico 5. 19 (Panel F) pone de manifiesto cierta desconfianza en relación al mantenimiento de la paridad

central a comienzos de 2007, parece que a partir de finales de 2010 se ha vuelto a recuperar, al menos en su mayor parte.

El procedimiento DA nuevamente vuelve a acertar estableciendo como etapas de crisis de credibilidad el período 1999:01-2002:01 (Gráfico 5. 20, Panel E), coincidiendo con el posterior realineamiento en marzo de ese mismo año. Durante todo este período, ambos límites del intervalo de confianza al 90% son positivos, a excepción del año 2000, correspondiendo así con las apreciaciones observadas en el Gráfico 5. 18 (Panel F).

Al igual que el método anterior, el modelo Logit es capaz de argumentar el comportamiento del tipo de cambio a lo largo de todo el período. En concreto, la probabilidad de experimentar un realineamiento es mayor justo antes del primer realineamiento lo que justificaría las depreciaciones y apreciaciones detectadas en el Gráfico 5. 18 (Panel B). A partir de esta fecha, la probabilidad de credibilidad estimada se mantiene estable y muy próxima a la unidad, tal y como se puede corroborar en los Gráficos 5. 21 (Panel D), 5. 22 (Panel C), 5. 23 (Panel C) y 5. 24 (Panel D), para las cuatro variables explicativas del modelo, permitiendo afirmar una probabilidad media de 0,90 (Tabla 3).

Malta: La evolución del tipo de cambio muestra oscilaciones respecto a la paridad central observándose cotizaciones de la moneda muy próximas a ambas bandas, llegando incluso a superarlas en algunos casos (Gráfico 5. 18, Panel G). A partir del realineamiento y reducción de las bandas de fluctuación en junio de 2003 se logra estabilizar el tipo de cambio hasta su posterior entrada en el MTC II el 29 de abril de 2005.

Según el método de Svensson (1991), la economía maltesa presenta una gran estabilidad en lo que se refiere al comportamiento sobre la ausencia de falta de credibilidad en las bandas de fluctuación de su tipo de cambio frente al euro durante todo el período

(Gráfico 5. 19, Panel G). Tan solo en 2001:01-2001:02, el tipo de interés supera el límite máximo de rendimiento y, en 2002:02-2002:04 no alcanza el límite mínimo del mismo, detectándose una pequeña muestra de falta de credibilidad. Pauta que se ajusta exactamente en el Gráfico 5. 18 (Panel G), en el cual, el tipo de cambio se aleja por encima y por debajo, respectivamente, de sus bandas de fluctuación.

La confianza de los agentes, según el procedimiento DA, se ha reducido en 2001:01-2001:03 (coincidiendo con la depreciación de la moneda) y justo dos meses antes del realineamiento y reducción de banda llevadas a cabo en junio de 2003. Tan sólo desde 2002:02 hasta 2002:04 los límites del intervalo de confianza de la tasa de depreciación esperada han sido negativos, coincidiendo con la apreciación observada en esta fecha (Gráfico 5. 18, Panel G).

La probabilidad media de credibilidad estimada para todo el período es del 92%, resultado condicionado en su mayor parte por el patrón de conducta de la misma en las últimas etapas, es decir, desde 2003:06 y tras su incorporación en el MTC en 2005. A diferencia de la primera ampliación de las bandas, donde los agentes asignan una probabilidad considerablemente menor de credibilidad al tipo de cambio³⁷, en el resto de realineamientos la confianza de los agentes se empieza a recuperar manteniéndose estable hasta finales del período.

Polonia: El patrón de comportamiento del tipo de cambio claramente se corresponde con el régimen cambiario flexible al cual ha optado este país debido a los fuertes ataques especulativos a los que se ha visto expuesto y que han provocado que se desvíe de manera significativa de sus bandas de fluctuación a lo largo del período considerado (Gráfico 5. 18, Panel H).

³⁷ A excepción del Gráfico 5. 24 (Panel E), en cuyo caso, la probabilidad de devaluación es mínima antes de la primera ampliación de bandas.

A excepción de 2006:10 y 2008:11, el rendimiento asociado a un activo expresado en moneda nacional se sitúa notablemente fuera de las bandas de rendimiento, en concreto, por encima del límite superior de la misma durante todo el período (Gráfico 5. 19, Panel H). De esta manera, se podrían justificar tanto las depreciaciones que experimentó el zloty polaco frente al euro (1999:10-1999:11, 2002:06-2002:07 y 2009:02-2009:03), como las apreciaciones (2001:04-2001:06, 2002:11-2002:12, 2005:02-2005:03, 2005:12-2006:02 y 2008:10-2008:11).

La primera etapa, detectada por el segundo enfoque, donde la confianza en el tipo de cambio pierde peso es justo a finales de 1999 y comienzos de 2000, fecha alejada del primer cambio en la paridad central. Sin embargo, el segundo realineamiento destacado (2004:03), el método DA sí es capaz de detectarlo con exactitud (2004:03-2004:06). El resto de períodos vinculados a una reducción en la falta de credibilidad se ubican posteriormente al último realineamiento (2008:10) centrándose a principios de 2009 y finales de 2011, relacionándose con depreciaciones observadas en el Gráfico 5. 18 (Panel H).

En relación al modelo de elección binaria no existe unanimidad en el establecimiento de las etapas en las cuales la confianza de los individuos se contrae, ya que los resultados se encuentran condicionados a la variable independiente empleada. Por ejemplo, cuando se utiliza el tipo de cambio, la credibilidad presenta una caída drástica en la fecha cercana a la segunda ampliación de la banda (2004:03) recuperándose después de forma notable. En la última ampliación (2008:10) aparece de nuevo la desconfianza en los agentes, para más tarde estabilizarse la probabilidad de credibilidad en torno a la unidad (Gráfico 5. 21, Panel F). Al considerar la distancia respecto a la paridad central (Gráfico 5. 22, Panel D), esta reducción de credibilidad en la última ampliación de las bandas es aún más acusada, confirmando la fecha de finales de 2008 como la época con mayor probabilidad de realineamiento, seguida de la de mediados de 2001. Anterior a dicha fecha (1999-2001) se registra un descenso en la probabilidad de credibilidad (Gráfico 5. 24, Panel F), único período en el cual se alcanzan valores mínimos en torno al 0,83, manteniéndose el resto en valores próximos al 0,94. Cuando se tiene en cuenta

la distancia respecto al límite superior muestra poca credibilidad prácticamente a lo largo del período.

Eslovaquia: La decisión de Eslovaquia de participar en el MTC II el 25 de noviembre de 2005, fijando su paridad central en 38,4550 coronas eslovacas por euro con unas bandas de fluctuación del $\pm 15\%$, trajo consigo una mejora en la confianza de los agentes, ya que hasta ese momento el tipo de cambio había experimentado, en determinadas ocasiones, signos de importantes fluctuaciones (Gráfico 5. 18, Panel I). Esta conclusión se fundamenta en el Gráfico 5. 19 (Panel I), donde a simple vista se observa como la falta de credibilidad es notablemente alta hasta 2000:03, reduciéndose progresivamente a lo largo del tiempo. Dicho resultado permite esclarecer el motivo por el cual, en el mercado cambiario durante 2000:05-2000:06, la moneda nacional sufre una depreciación y en 2000:03-2000:04 el tipo de cambio se distancia del límite inferior de la banda de fluctuación. A partir de 2005:11 es cuando se percibe una reconducción del tipo de interés nacional hacia el interior de las bandas de rendimiento.

Sin embargo, con el segundo procedimiento investigado se puede afirmar que en la mayor parte del período muestral no existe evidencia empírica para rechazar la hipótesis nula de que la depreciación dentro de la banda esperada sea cero (Gráfico 5. 20, Panel H), ya que tan sólo en 1999:05-1999:06 y en 2002:06 se desvían levemente ambos límites del intervalo de confianza. Por otra parte, dada la poca variabilidad por parte de la variable dependiente no es posible contrastar los resultados previos con el modelo Logit.

Eslovenia: Sorprendentemente, a pesar de que el tipo de cambio mantiene una gran estabilidad a lo largo de todo el período (tanto en la primera subetapa, correspondiente hasta 2004:05, en la cual la banda de fluctuación es de $\pm 1\%$, como en la segunda, 2004:06-2006:12, en la cual la amplitud de la banda es de $\pm 2\%$ ³⁸), el test de Svensson (1991) nos indica falta de credibilidad al menos hasta 2006:07 (Gráfico 5. 19, Panel J).

³⁸ Véase el Gráfico 18 (Panel J).

Aunque sí es preciso matizar que la credibilidad en las bandas de fluctuación implícitas comienza a recuperarse con la entrada en vigor del tólar esloveno al MTC II el 27 de junio de 2004. Esta pauta se refleja claramente en la reducción del tipo de interés doméstico, aproximándose cada vez más al límite superior hasta introducirse entre los límites de rendimiento.

A diferencia del contraste de Svensson (1991), el método DA únicamente delimita dos etapas donde la credibilidad de los agentes se pone en tela de juicio: la primera, se corresponde al comienzo del período de estudio (1999:05-1999:09) y la segunda, se localiza durante 2000:01-2003:11. Tras el cambio en la paridad central motivada por su entrada en el MTC II, la confianza en la moneda nacional se ha mantenido estable.

Según el Cuadro 5. 3, existe más de un 50% de probabilidad de experimentar una modificación en la paridad central a lo largo del período. Si bien es cierto que, anterior al primer realineamiento no queda claro cuáles son las etapas de mayor inestabilidad en términos de confianza [véanse los Gráficos 5. 21 (Panel G), 5. 22 (Panel E), 5. 23 (Panel F) y 5. 24 (Panel G) para las cuatro variables explicativas], sí que existe uniformidad, aunque no en términos de intensidad, sobre la tranquilidad que supone la entrada a la MTC II en junio de 2004 eliminando el riesgo cambiario y reduciendo por tanto la probabilidad de realineamiento de la moneda nacional.

Bulgaria: A pesar de que el lev búlgaro aún no ha intervenido en el MTC II, ha participado activamente en el mercado de divisas con la finalidad de mantener su compromiso de caja de conversión que tiene implementado desde julio de 1997. Por este motivo, salvo la etapa comprendida desde julio de 2000 hasta agosto de 2004, donde se registra un leve distanciamiento respecto a su paridad central (establecida en 1,95583 lev por euro), la cotización de la moneda búlgara no ha presentado ninguna otra desviación (Gráfico 5. 18, Panel K). Este comportamiento muestra una correlación bastante elevada con la fuerte confianza por parte de los agentes con el compromiso cambiario, habiéndose confirmado a través de los tres métodos empleados, como indicador de robustez.

Examinando el Gráfico 5. 19 (Panel K), se corrobora lo que cabría esperar: la inexistente falta de credibilidad durante todo el período objeto de estudio, ya que por una parte, ambos límites de rendimiento se superponen y por otra, durante 2000:08-2004:08 (cuando se desvía de su paridad central dentro de una banda de fluctuación del $\pm 1\%$) el requisito necesario para confirmar que la banda no sea creíble no se cumple, debido a que el tipo de interés nacional se encuentra totalmente delimitado por las bandas de rendimiento.

Los resultados del procedimiento DA se sitúan en la misma línea que el test de Svensson (1991): no se puede rechazar la hipótesis de que a lo largo de todo el período la depreciación esperada sea nula. Tan sólo se desvía levemente del cero, siendo ambos límites positivos en los eneros de 2001, 2003, 2004 y durante 2004:06-2004:08. Observando los Gráficos 5. 21 (Panel H), 5. 22 (Panel F) y 5. 24 (Panel H) podemos garantizar que la caja de conversión desencadena un ambiente de credibilidad en el tipo de cambio que es difícil de superar alcanzando una probabilidad media de casi el 100% (en concreto un 96%).

Rumanía: Este país que comenzó a formar parte de la UE en el año 2007, se ha caracterizado por registrar un patrón de comportamiento en el tipo de cambio bastante inestable durante todo el período muestral (Gráfico 5. 18, Panel L).

Como se puede apreciar en el Gráfico 5. 19 (Panel L), existen pruebas evidentes de falta de credibilidad durante todo el período analizado, mejorando de forma progresiva hasta la actualidad; especialmente a partir del año 2005 (a excepción de los años 2008 y 2009) pero sin llegar a situarse nunca el interbancario entre las bandas de rendimiento. No se aprecia equilibrio en los mercados de capitales durante los trece años, ya que los agentes económicos han tenido incentivos a pedir prestado en el extranjero y posteriormente, han prestado en el mercado doméstico permitiéndoles obtener una mayor rentabilidad.

La misma conclusión es alcanzada por el segundo método, determinando varias etapas como crisis de credibilidad: 1999:01-2002:01, 2002:04-2002:09, 2003:04-2003:06 y

2003:11-2004:01. También son identificadas después de la primera ampliación de bandas (2004:04-2004:11) y posterior a la última identificada en enero de 2009 (2009:01-2009:03).

Según el modelo de elección discreta y centrándonos en las variables explicativas de la distancia respecto a la paridad central y al límite superior (Panel G de los Gráficos 5. 22 y 5. 23, respectivamente), se corrobora un contexto caracterizado por la ausencia de credibilidad a lo largo de todo el período. Sin embargo, basándonos en las otras dos variables independientes, tipo de cambio y diferencial del tipo de interés (Panel I de los Gráficos 5. 21 y 5. 24, respectivamente) nos permite concretar un poco más dichas etapas. A pesar de que en términos medios la probabilidad de realineamiento es de un 36%, cuando prestamos especial atención a las series temporales, es fácil percibir que dicha probabilidad alcanza valores muy cercanos al 95% para recién comenzado el período muestral. Esta probabilidad va descendiendo a medida que se aproxima a la primera ampliación de bandas. Sin embargo, la credibilidad vuelve a verse mermada en la segunda, a partir de la cual parece comenzar la senda de estabilización hacia una mayor confianza, situación que se corrobora en los cuatro gráficos estudiados, sobre todo en el Panel I de los Gráficos 5. 21 y 5. 24.

Croacia: En el Gráfico 5. 18 (Panel M) se pueden apreciar dos fuertes descensos experimentados en el tipo de cambio HRK/EUR; el primero, en julio de 2001 y el segundo episodio, se encuentra asociado a la crisis financiera mundial, que terminó por provocar la apreciación de la moneda nacional en septiembre y noviembre de 2008. Basándonos en el contraste de Svensson (1991), ambos hechos han coincidido con una falta de credibilidad en las bandas de fluctuación por parte de los agentes económicos (Gráfico 5. 19, Panel M). Este gráfico muestra una alta volatilidad en la credibilidad a lo largo de todo el período, identificándose tanto etapas en las que la evolución del tipo de interés se encuentra por encima de las bandas de rendimiento, como etapas en las que sucede lo contrario y en donde es más rentable pedir prestado en el mercado nacional y posteriormente prestar en el extranjero.

Además de la fase de poca credibilidad asociada a la fecha posterior al realineamiento llevado a cabo en 2004:05, que el método DA detecta desde 2004:10 hasta 2005:02, se registran otras anteriores (1999:12-2000:04, 2001:07 y 2004:01) y otras posteriores, coincidiendo con la crisis financiera (2009:02-2009:03). El último criterio, con la ayuda de todas las variables explicativas, refuerza las etapas previamente identificadas: 1999-2001, junto con la etapa de finales de 2008 y principios de 2009.

Islandia: La fuerte depreciación del tipo de cambio a finales de 2008, que se puede percibir de forma bastante llamativa a partir del Gráfico 5. 18 (Panel N), se debe como consecuencia de la crisis financiera que tuvo lugar en esta economía. Si bien es cierto que a pesar de que el tipo de interés se posiciona dentro del interior de las bandas de rendimiento durante tan solo tres meses, este hecho no garantiza, según Svensson (1991), que haya existido un período de credibilidad en las bandas de fluctuación. Sin embargo, sí que podemos afirmar que ya desde octubre de 2008 en adelante existe constancia de la falta de credibilidad por parte de los agentes. Además, el tipo de cambio ISK/EUR también muestra evidencia de salidas con respecto al límite mínimo, tanto en 2000:03-2000:05 como en 2005:10-2006:03 y en 2010:08-2010:12, todo ello fruto de la elevada falta de credibilidad asociada a las bandas de fluctuación (véase Gráfico 5. 19, Panel). Argumento igualmente aplicable para etapas en las que el tipo de cambio ha experimentado desviaciones con respecto al límite superior de las bandas de fluctuación (2009:08-2010:01).

La ausencia de credibilidad detectada en 2001:03 por el mecanismo DA (Gráfico 5. 20, Panel M) viene a confirmar la capacidad por parte de los agentes económicos para anticipar correctamente lo que más tarde (en 2001:04) daría lugar a un realineamiento del tipo de cambio. Situación que se reitera en el tercer y cuarto realineamiento, que tiene lugar como consecuencia de la crisis económica a la que se tuvo que enfrentar y a las dificultades ante la refinanciación de su deuda a corto plazo, dando lugar al colapso de los tres principales bancos comerciales de su país.

A diferencia de los procedimientos anteriores, en los que se detecta un mayor número de crisis de confianza, el método de elección binaria identifica únicamente y, además por unanimidad [veáanse los Gráficos 5. 21 (Panel K), 5. 22 (Panel I), 5. 23 (Panel I) y 5. 24 (Panel K)], la etapa de finales de 2008 y comienzos de 2009.

Antigua República Yugoslava de Macedonia: A pesar de que el tipo de cambio se mantiene estable sin sobresalirse en ningún momento de sus bandas de fluctuación (Gráfico 5. 18, Panel Ñ), tanto el contraste de Svensson como el método de DA³⁹ confirman la carencia de confianza en el tipo de cambio durante todo el período. En el Gráfico 5. 19 (Panel Ñ) la rentabilidad asociada a pedir prestado en el mercado extranjero, para finalmente prestar en el nacional se mantiene alejada notablemente de las bandas de rendimiento. Por otra parte, la expectativa de depreciación dentro de la banda para este país candidato se sostiene durante toda la etapa de estudio, ya que ambos límites del intervalo de confianza son mayores que cero (véase Gráfico 5. 20, Panel N).

Serbia: Observando el comportamiento del tipo de cambio del dinar serbio frente al euro se puede comprobar cómo apenas cotiza en torno a la paridad central, de hecho frecuentemente se aproxima a las bandas superiores e inferiores de fluctuación (Gráfico 5. 18, Panel O).

Si bien es cierto que a comienzos del período, la falta de credibilidad era claramente significativa, se consigue ir reduciendo hasta alcanzar su mínimo en 2007:08 (Gráfico 5. 19, Panel O). A partir de esta fecha, dado que las bandas de rendimiento acotan la evolución del tipo de cambio, la ausencia de credibilidad se ha desvanecido, disparándose de nuevo en 2009:01, momento en el cual el tipo de interés se sitúa en 18,61%. Dada la disponibilidad de datos del tipo de interés interbancario para esta economía, no hemos podido confirmar si la desviación positiva con respecto al límite

³⁹ En este caso particular, el modelo de elección discreta no se puede aplicar dada la poca variabilidad de la variable dependiente construida a partir del método DA.

superior de la banda de fluctuación ha sido como consecuencia de la falta de credibilidad de los agentes a dichas bandas.

Según el procedimiento DA (Gráfico 5. 20, Panel Ñ), la depreciación esperada dentro de la banda adquiere mayor importancia en 2004:02-2005:11, justo en el momento en el cual se producen los realineamientos (2006:07 y 2008:10) y, al igual que el contraste de Svensson, a partir de enero hasta mayo de 2009 y nuevamente en julio de 2010.

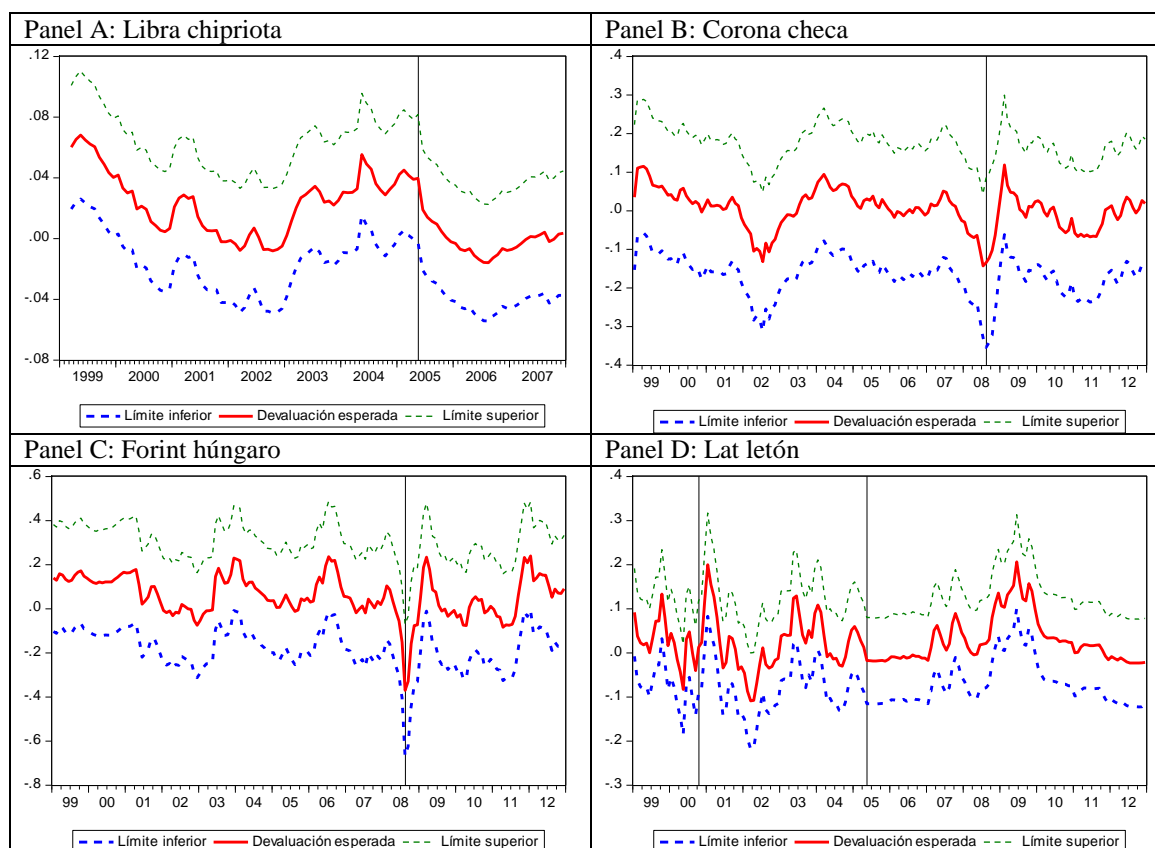
El Gráfico 5. 21 (Panel L) muestra una tendencia clara de incremento en la probabilidad de realineamiento a medida que nos aproximamos a la actualidad, presentando unas probabilidades de realineamiento en torno al 0,61 en fechas próximas a los dos realineamientos. En torno a valores superiores al 50% se halla la probabilidad para el primer realineamiento cuando analizamos la distancia respecto a la paridad central como variable explicativa, situación completamente opuesta ante el segundo realineamiento, donde apenas alcanza el 10% (Gráfico 5. 22, Panel J). Considerando la distancia respecto al límite superior de la banda de fluctuación, también se observa una fuerte volatilidad en la probabilidad estimada de colapso del sistema cambiario partiendo como mínimo de probabilidades en torno al 30% en cualquier momento del estudio (Gráfico 5. 23, Panel J).

Turquía: Este otro país candidato a ser miembro de la UE no presenta una tendencia clara de depreciación ni de apreciación de la moneda; sin embargo, sí que se identifican considerables fluctuaciones durante los trece años analizados (Gráfico 5. 19, Panel A). Fruto de los ataques especulativos, se ha generado un ambiente cargado de incertidumbre constatado a través de los tres métodos empleados como instrumentos de robustez. En primer lugar, el contraste de Svensson muestra ausencia de credibilidad desde el principio hasta el final del período, aunque ésta presenta una tendencia decreciente, reduciéndose en gran medida a partir de mediados de 2005 (Gráfico 5. 19, Panel P). El método DA también ofrece una multitud de fechas exactas para las cuales la depreciación esperada dentro de la banda de fluctuación adquiere mayor peso; entre ellas, a finales de 1999, a lo largo de 2001 y 2002 (coincidiendo con el realineamiento

de 2001:03 y de 2002:07) y posteriormente a la ampliación de bandas en 2004:05-2004:11, 2006:06 y 2011:08.

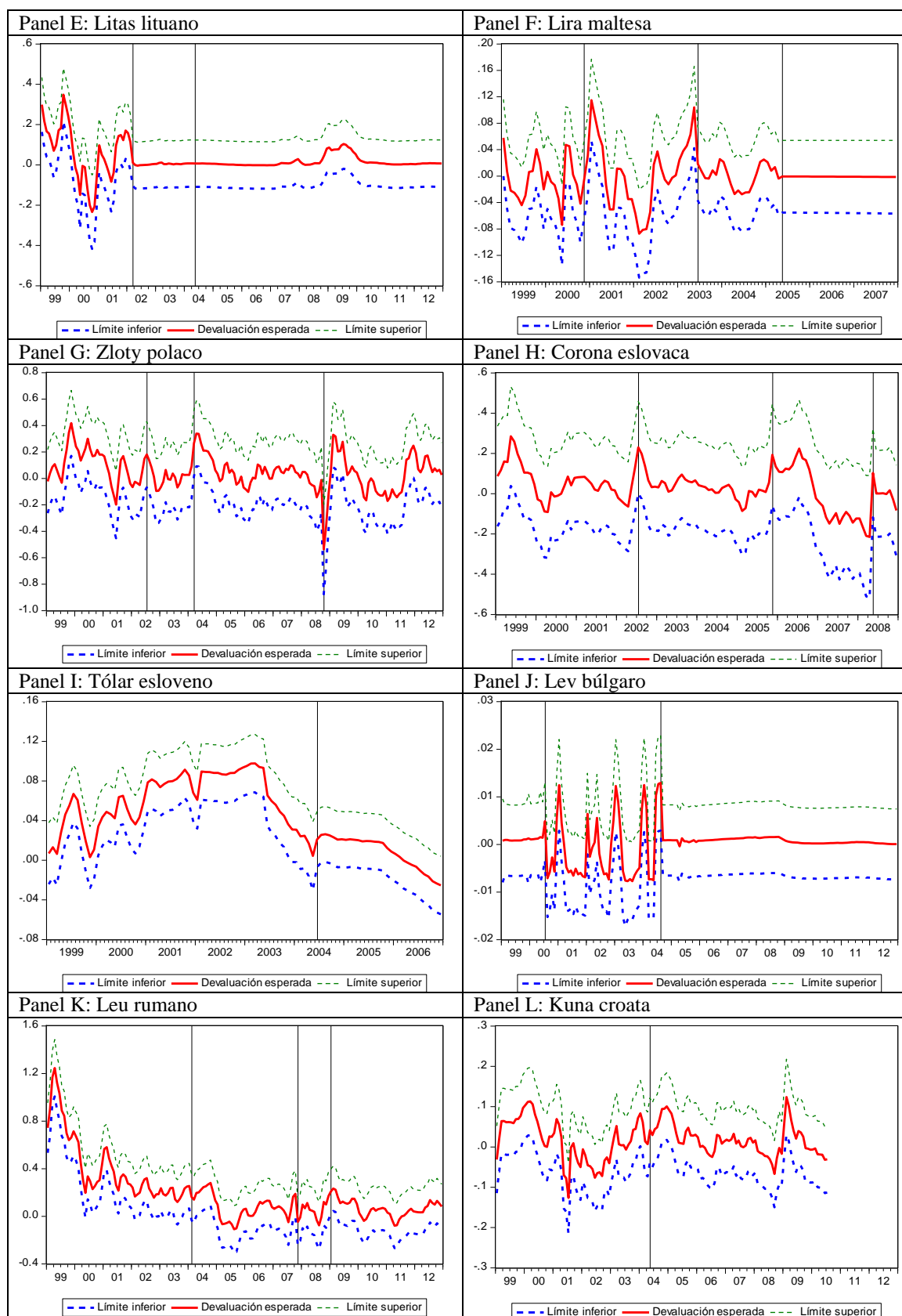
Por último, el método de elección discreta muestra una probabilidad media de realineamiento esperado superior al 20%. A excepción del Panel M de los Gráficos 5. 21 y 5. 24, donde se aprecia un incremento en la confianza de los agentes a medida que nos alejamos en el horizonte temporal, el Panel K de los Gráficos 5. 22 y 5. 23 manifiesta períodos cortos pero de gran desconfianza en el tipo de cambio a lo largo de todo el período muestral.

Gráfico 5. 20: Tasa de realineamiento esperada de los tipos de cambio frente al euro y su intervalo de confianza al 90%



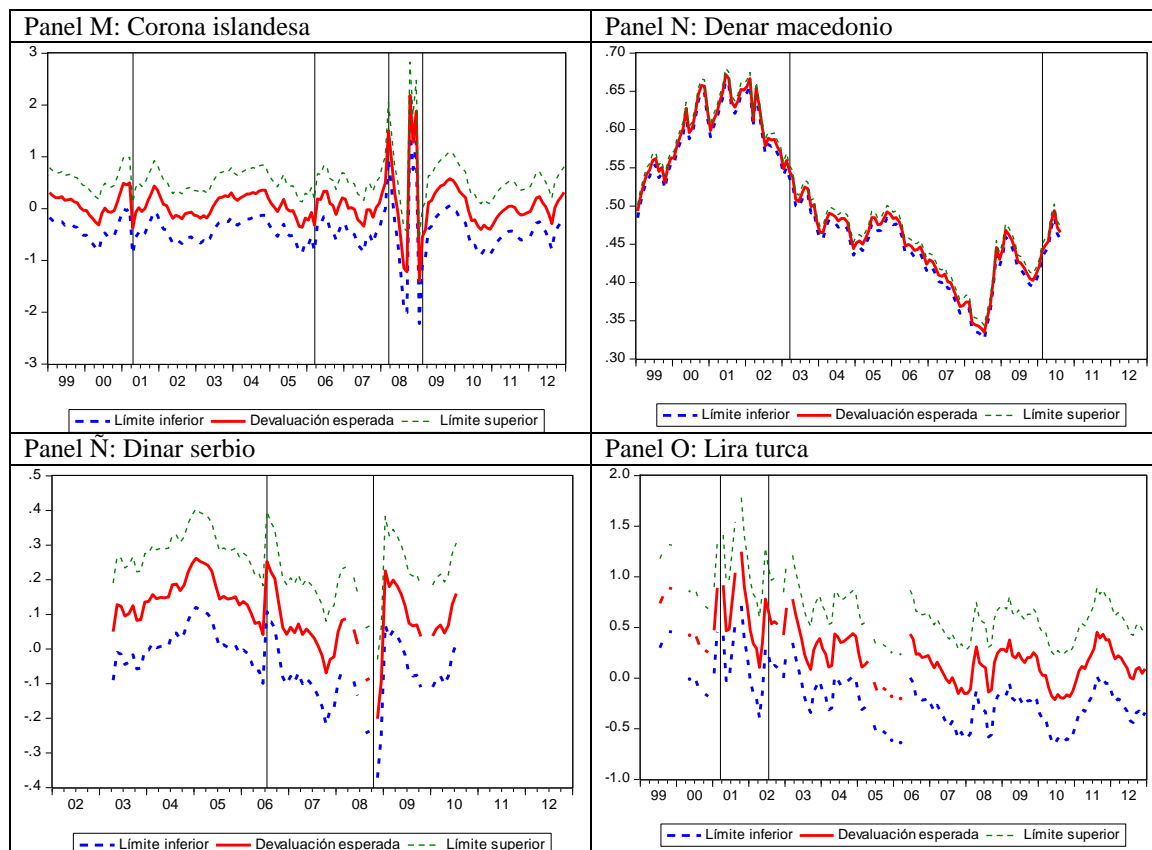
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Gráfico 5. 20: Tasa de realineamiento esperada de los tipos de cambio frente al euro y su intervalo de confianza al 90% (continuación)



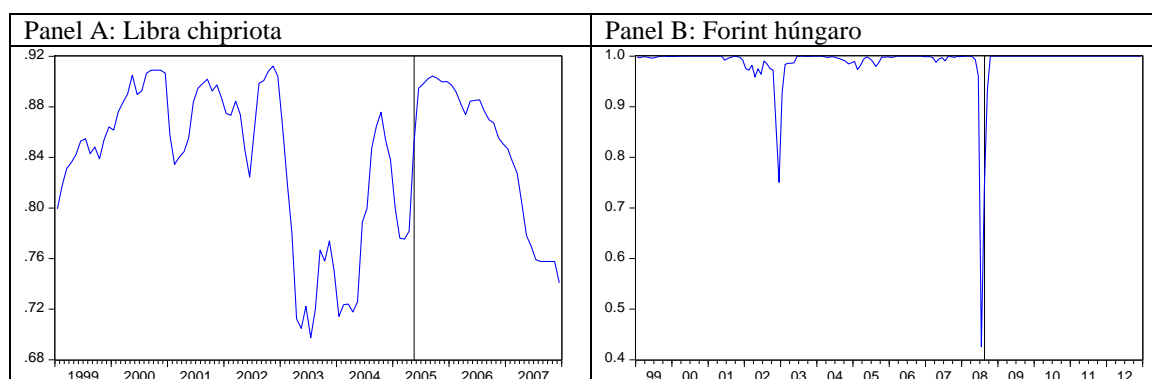
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Gráfico 5. 20: Tasa de realineamiento esperada de los tipos de cambio frente al euro y su intervalo de confianza al 90% (continuación)



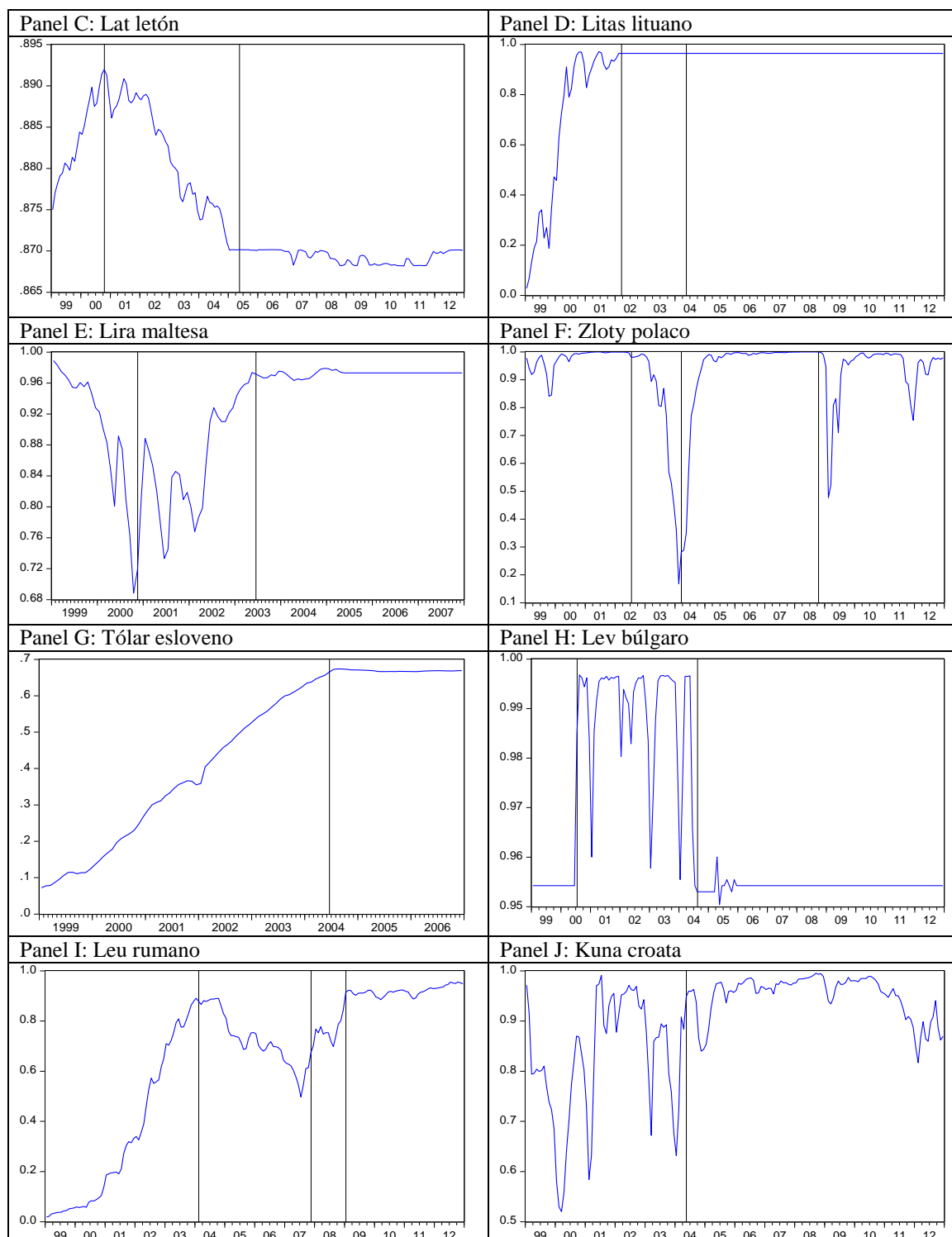
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Gráfico 5. 21: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en sus correspondientes tipos de cambio frente al euro



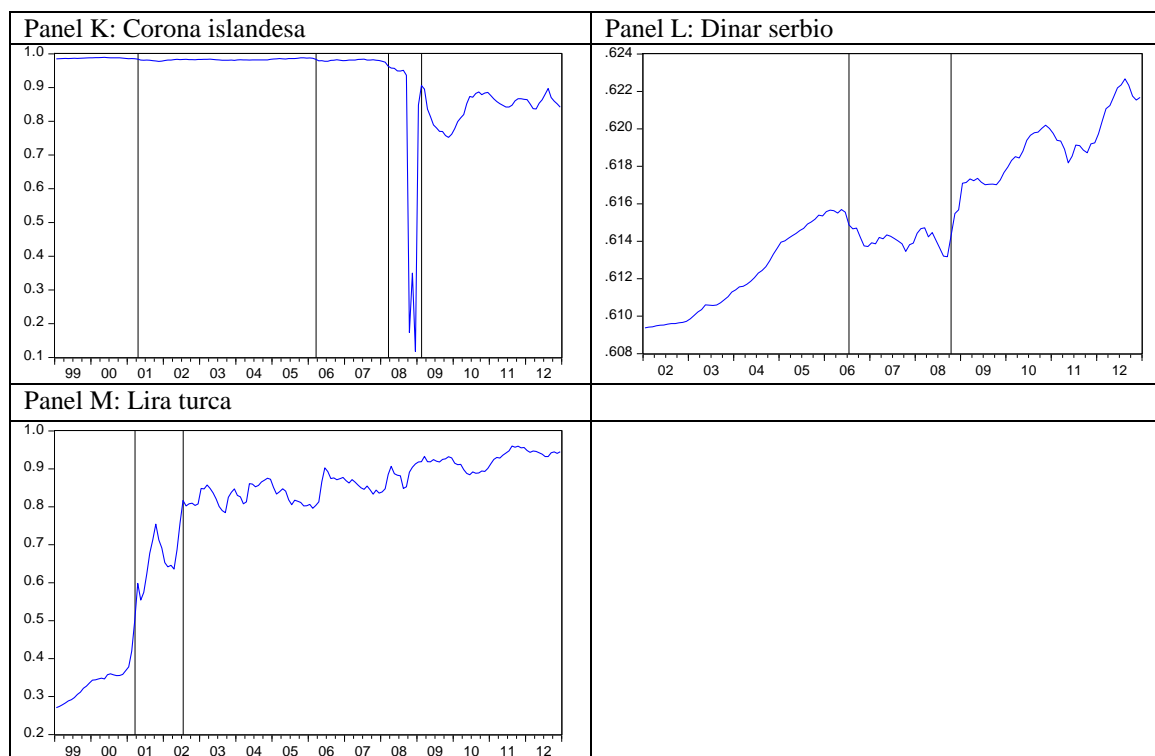
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Gráfico 5. 21: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en sus correspondientes tipos de cambio frente al euro (continuación)



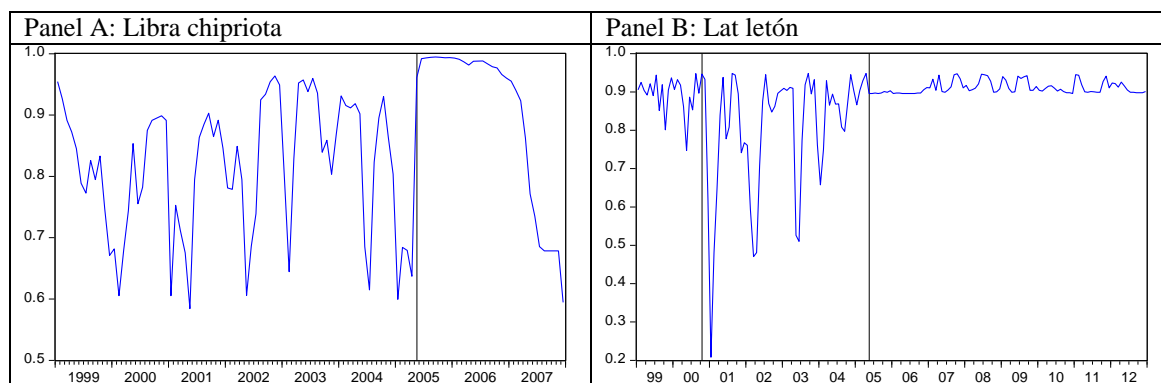
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Gráfico 5. 21: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en sus correspondientes tipos de cambio frente al euro (continuación)



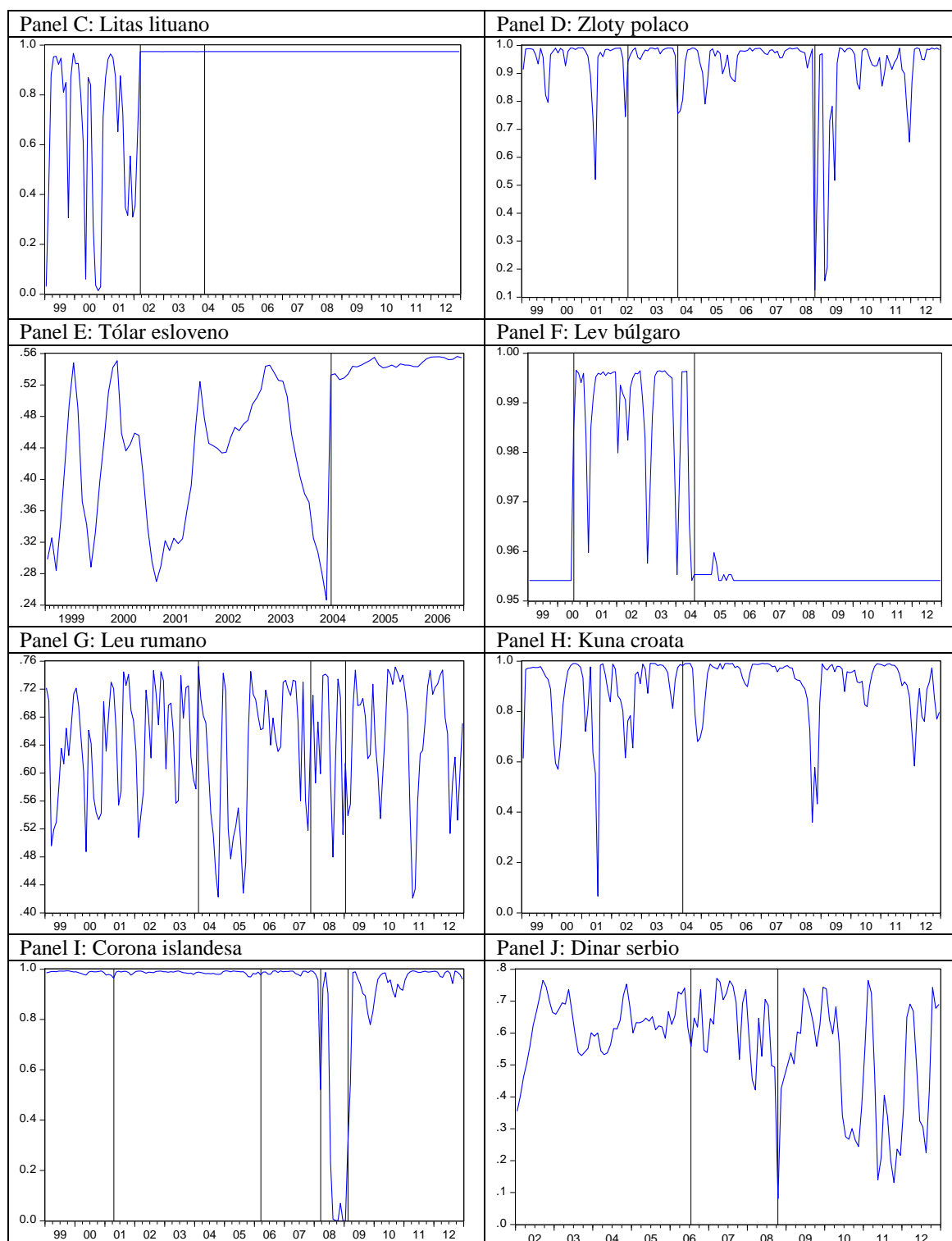
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Gráfico 5. 22: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en la distancia respecto a la paridad central



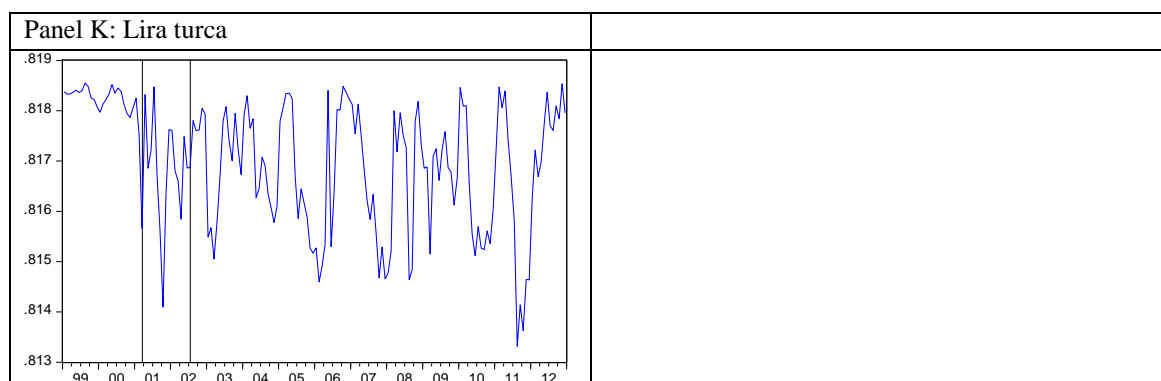
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Gráfico 5. 22: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en la distancia respecto a la paridad central (continuación)



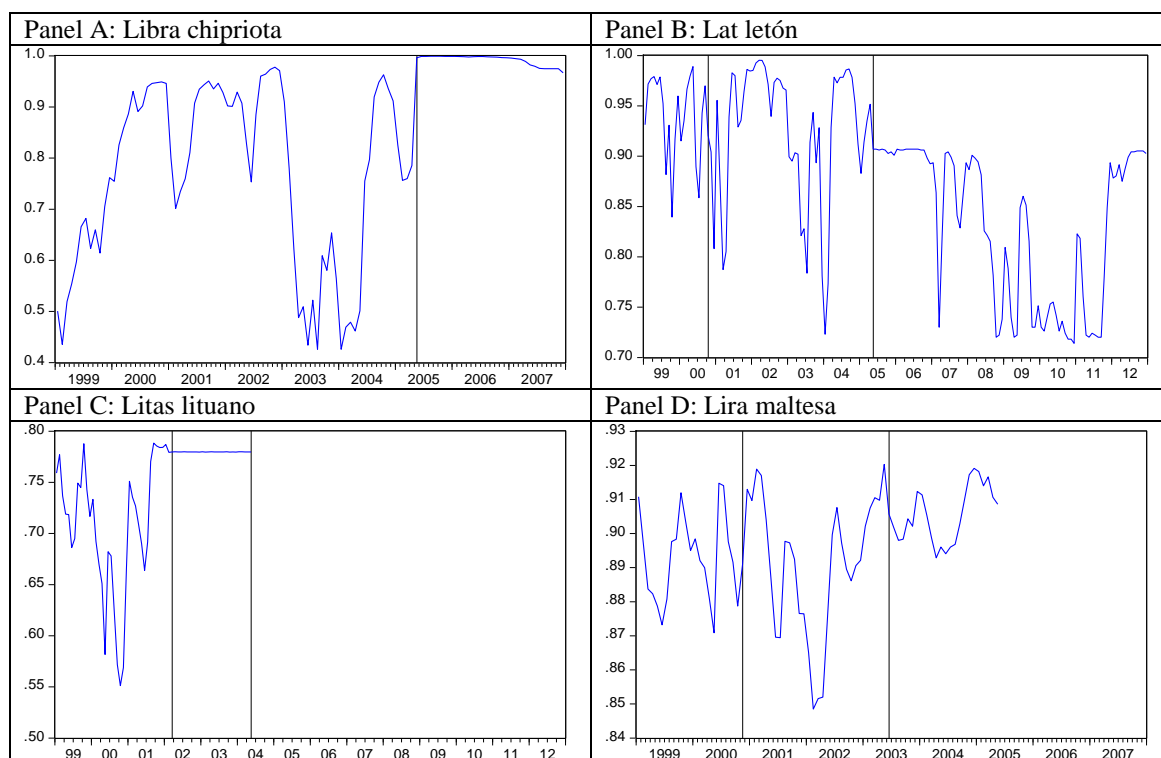
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Gráfico 5. 22: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en la distancia respecto a la paridad central (continuación)



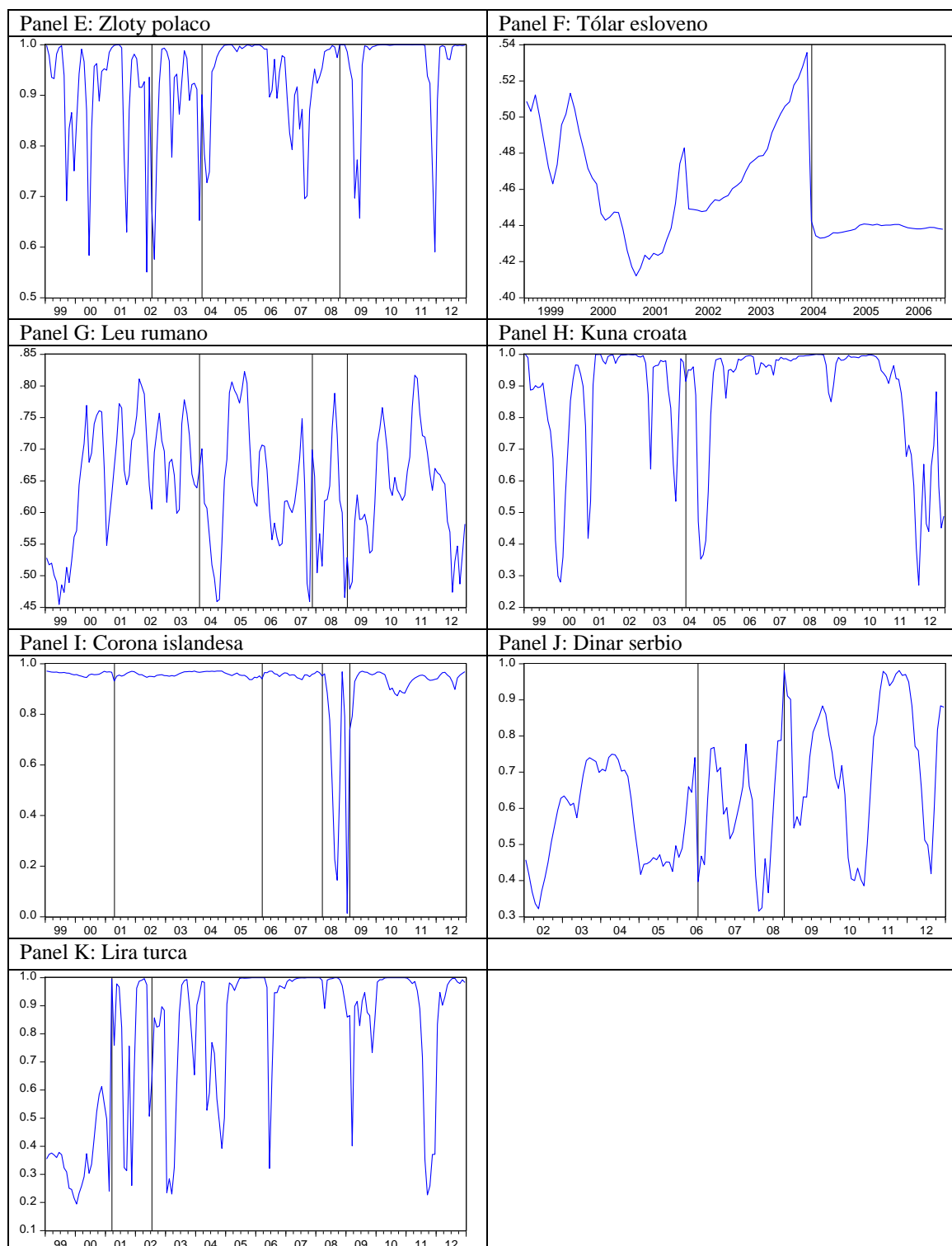
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Gráfico 5. 23: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en la distancia respecto a la banda de fluctuación superior



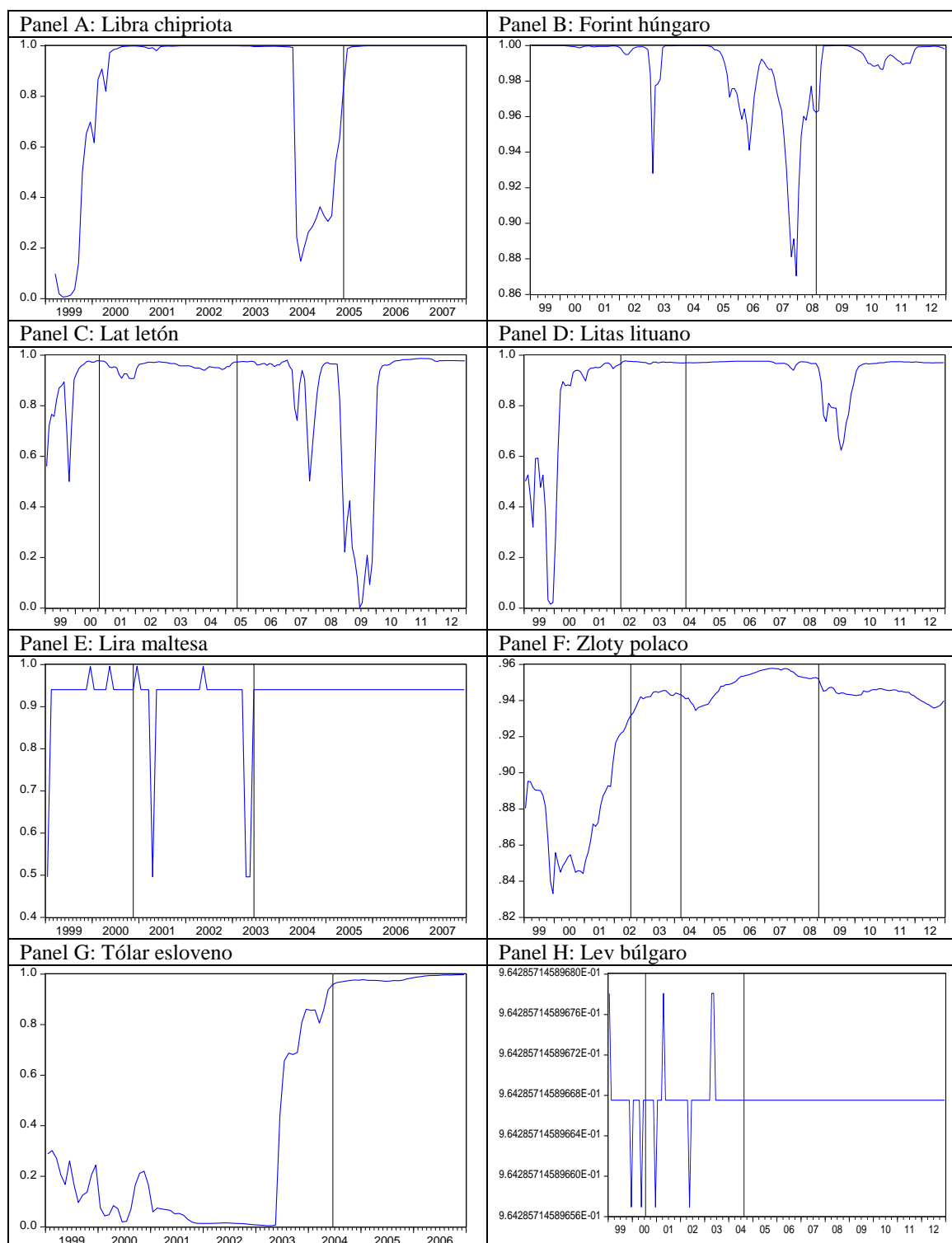
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Gráfico 5. 23: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en la distancia respecto a la banda de fluctuación superior (continuación)



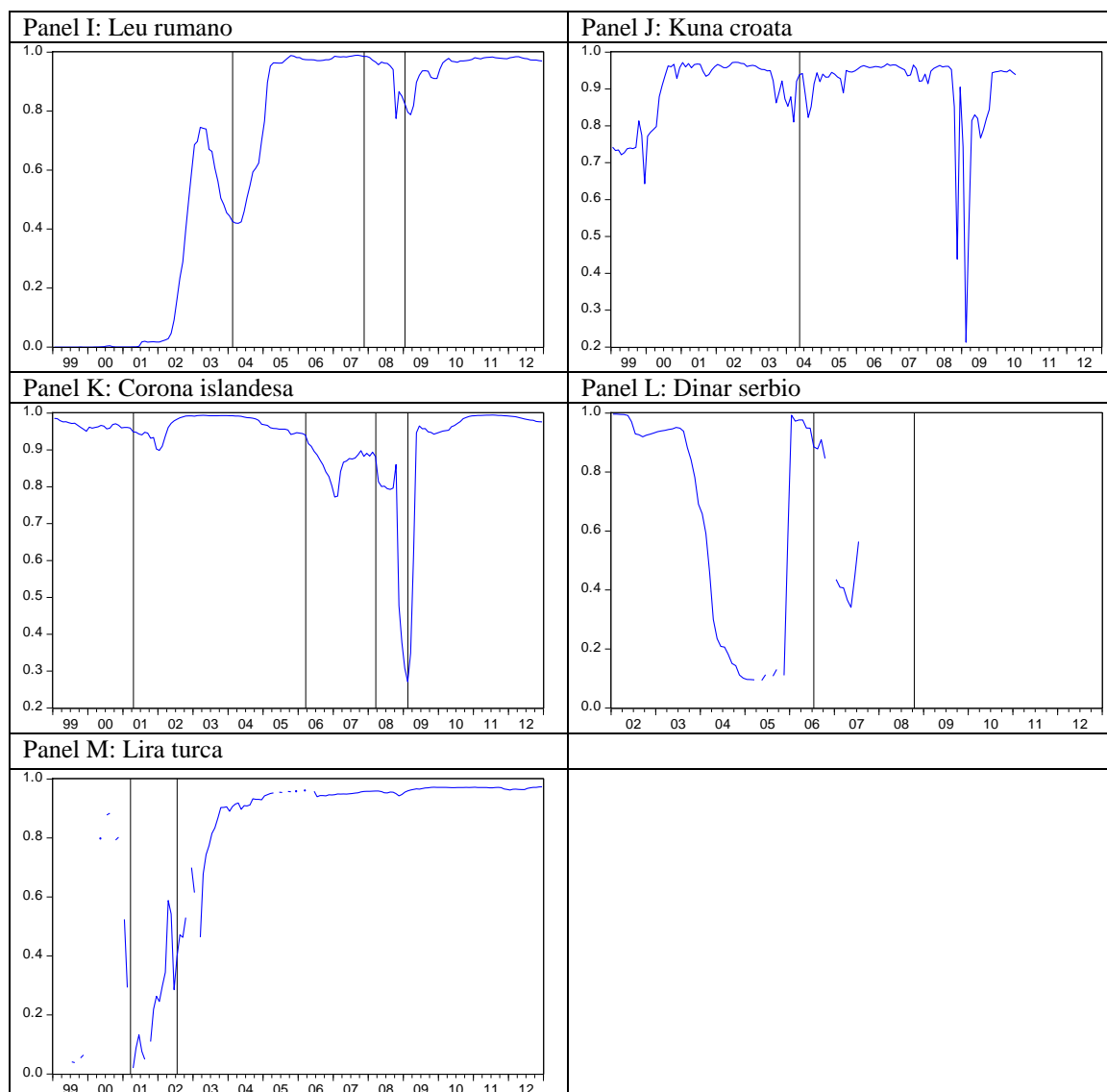
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Gráfico 5. 24: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en el diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro



Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Gráfico 5. 24: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en el diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro (continuación)



Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

5. 4. Conclusiones

Habiendo aplicado tres procedimientos secuenciales a la evolución del tipo de cambio frente al euro no sólo en los 12 países de la Europa central y oriental, que en 2012 estaban integrados en la UE, sino además en los países candidatos, nuestros resultados sugieren la presencia de bandas implícitas de fluctuación de $\pm 2\%$ y $\pm 1\%$ en unos elevados porcentajes del período muestral, llegando incluso a alcanzar el 100% en países tales como Bulgaria, Chipre y Eslovenia, entre otros. Por tanto, con este capítulo

se aporta nueva evidencia empírica que fortalece la hipótesis de que las políticas implementadas difieren de lo anunciado por las autoridades monetarias, pudiendo constatar la existencia de sistemas cambiarios fijos *de facto* a lo largo de gran cantidad de subperíodos para distintas monedas. En otras palabras, se ha detectado que muchos de estos países actúan como si estuvieran ya *de facto* (aunque no *de iure*) en el MTC-II, presentando sus monedas una evolución consistente con la existencia de bandas de fluctuación frente al euro.

Sin embargo, el contraste simple de Svensson, el método de ajuste a la deriva y los modelos de elección discreta indican la falta de credibilidad para un elevado porcentaje de la muestra en la que la evolución del tipo de cambio excede de los límites mínimos y/o máximos de las bandas de fluctuación detectadas, lo que indicaría que los agentes económicos no se comportan como si dichas bandas estuvieran efectivamente en vigor a la hora de realizar sus planes financieros. Es preciso resaltar que los tres procedimientos alternativos han sido capaces de captar con bastante precisión aquellas etapas de ausencia de credibilidad previas a los realineamientos que efectivamente se produjeron posteriormente. En algunos casos, los tres métodos coinciden identificando las fases de carencia de credibilidad, mientras que en otros se complementan entre sí, enriqueciendo los resultados. Por otra parte, los gráficos asociados al contraste simple de Svensson ponen de manifiesto un patrón de conducta que se observa en la gran parte de las monedas analizadas: el tipo de interés nacional se desvía con bastante frecuencia por encima del límite superior de la banda de rendimiento indicando la facilidad de pedir prestado en el extranjero, para posteriormente prestar en el mercado doméstico.

Si bien es cierto que la ausencia de credibilidad en las bandas de fluctuación ha sido detectada en prácticamente la totalidad de la muestra analizada, con independencia del método empleado, es posible identificar a grandes rasgos un patrón de comportamiento distinto entre el conjunto de países que forman parte de la UE y los países candidatos. Salvo excepciones como Malta o Bulgaria, en los cuales los agentes económicos no se cuestionan el compromiso de la autoridad monetaria, el resto de economías pertenecientes a la UE han demostrado períodos de ausencia de credibilidad. Sin embargo, también se ha podido comprobar una tendencia hacia la reducción en dicha

falta de credibilidad conforme nos aproximamos a la entrada al MTC II en la mayoría de los países. Por el contrario, los países candidatos no muestran signos de mejora en la confianza depositada en las bandas de fluctuación conforme nos aproximamos al presente. De hecho, en países como Croacia, la antigua República Yugoslava de Macedonia y Turquía se manifiesta una elevada volatilidad en la credibilidad a lo largo de todo el período analizado, conclusión que se refuerza con la implementación de los tres métodos. El resto de candidatos revelan amplias etapas de falta de credibilidad acompañadas de una tendencia creciente en la probabilidad de realineamiento. Además en la mayoría de las economías candidatas, los tipos de interés se desvían en mayor magnitud de los límites superiores e inferiores de las bandas de rendimiento en comparación con los miembros de la UE. Lo mismo ocurre con los límites inferiores y superiores del intervalo de confianza de la tasa de realineamiento, que siendo ambos positivos o negativos, estos valores son en términos absolutos mayores en cuantía, indicando una peor credibilidad en términos relativos.

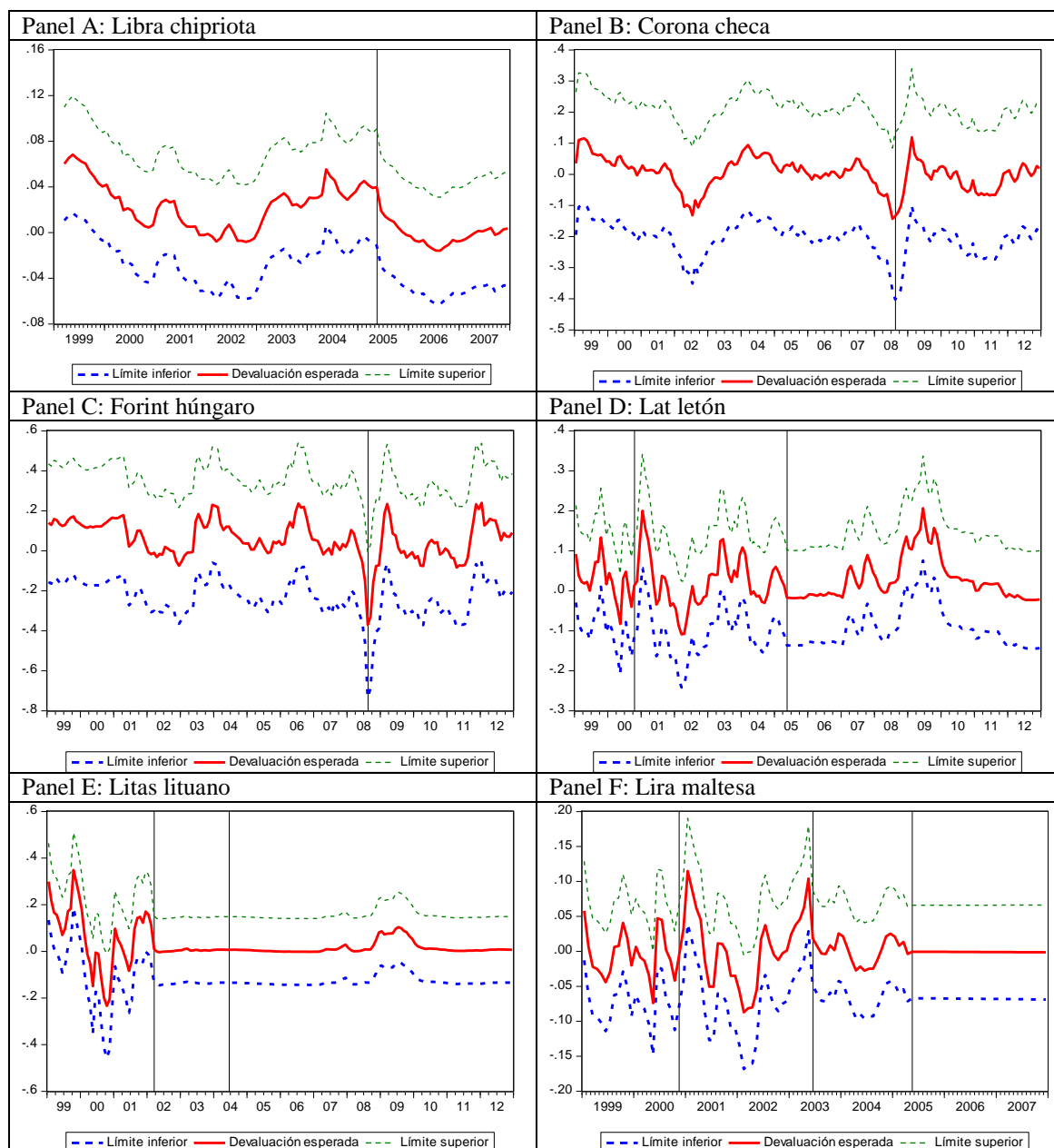
Así pues, de los resultados presentados parece desprenderse una amplia variedad de estrategias en los países objeto de estudio a la hora de vincularse *de facto* al MTC-II para intentar por una parte captar las ventajas de su participación (ayudando activamente a la estabilización de sus economías -en especial en materia de precios y saneamiento de las cuentas públicas- y al aumento en la reputación de sus gobiernos), suavizando en cierta medida los problemas potenciales derivados de la participación formal (*de iure*) en el MTC-II (en especial la posibilidad de episodios de apreciación de sus monedas como consecuencia de las entradas de capitales, especialmente en forma de inversión extranjera directa).

Referencias

- Coudert, V. y Dubert, M. (2005): Does exchange rate regime explain differences in economic results for Asian countries?, *Journal of Asian Economics*, Elsevier **16**, 874-895.
- Frankel, J. A. (1999): No single currency regime is right for all countries or at all times, Working Paper No. 7338, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Ledesma-Rodríguez, F., Navarro-Ibáñez, M., Pérez-Rodríguez, J. y Sosvilla-Rivero, S. (2000): On the credibility of the Irish pound in the EMS, *The Economic and Social Review*, **31**, 151-172.
- Ledesma-Rodríguez, F., Navarro-Ibáñez, M., Pérez-Rodríguez, J. y Sosvilla-Rivero, S. (2005a): Assessing the credibility of a target zone: evidence from the EMS, *Applied Economics*, **37**, 2265-2287.
- Ledesma-Rodríguez, F., Navarro-Ibáñez, M., Pérez-Rodríguez, J. y Sosvilla-Rivero, S. (2005b): Regímenes cambiarios *de facto* y *de iure*. Una aplicación al tipo de cambio yen/dólar, *Moneda y Crédito*, **221**, 37-68.
- Levy-Yeyati, E. y Sturzenegger, F. (2005): Classifying exchange rate regimes: deeds vs. words, *European Economic Review*, **49**, 1603-1635.
- Reinhart, C. M. y Rogoff, K. S. (2004): The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation, *Quarterly Journal of Economics*, **119**, 1-48.
- Shambaugh, J. C. (2004): The effect of fixed exchange rates on monetary policy, *The Quarterly Journal of Economics*, **119**, 300-351.

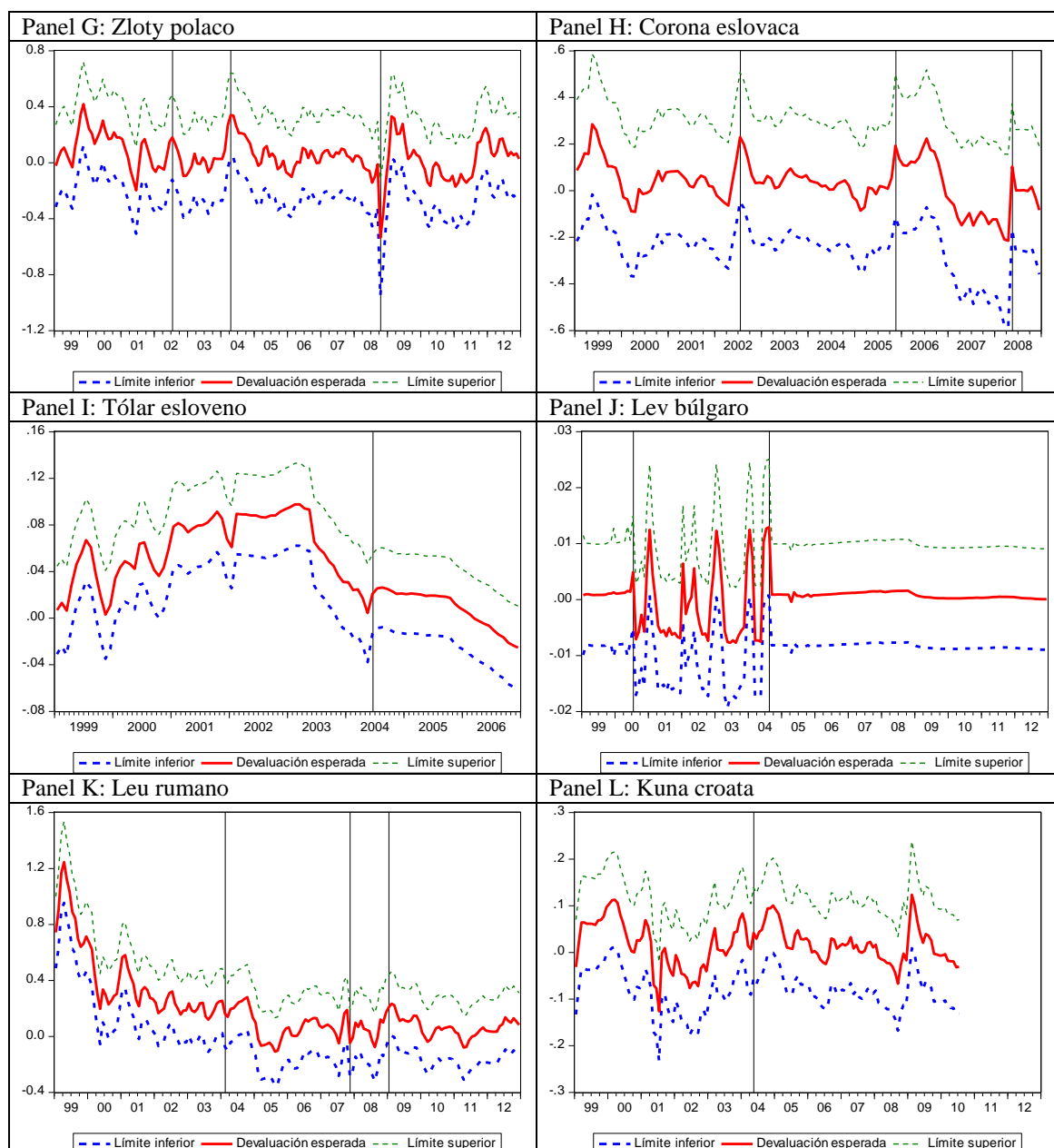
ANEXO A

Anexo A. 1: Tasa de realineamiento esperada de los tipos de cambio frente al euro y su intervalo de confianza al 95% de confianza



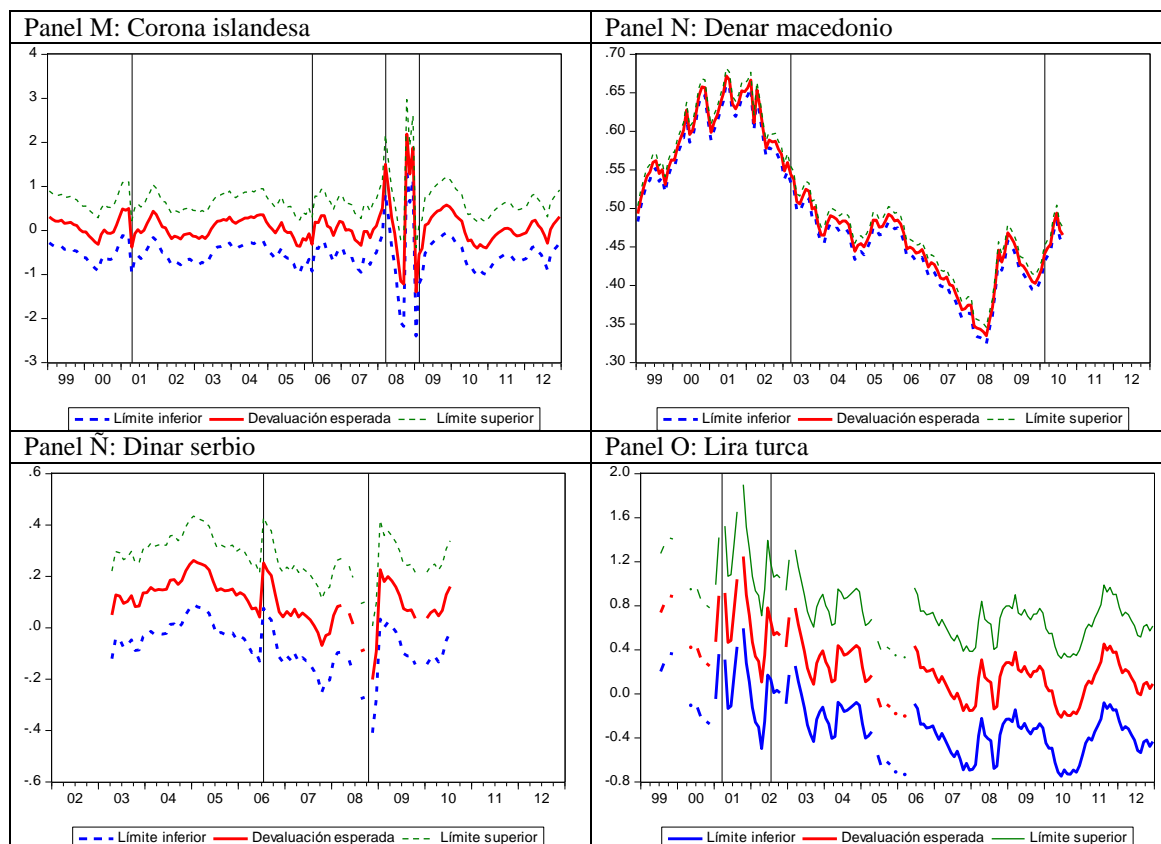
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Anexo A. 1: Tasa de realineamiento esperada de los tipos de cambio frente al euro y su intervalo de confianza al 95% de confianza (continuación)



Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Anexo A. 1: Tasa de realineamiento esperada de los tipos de cambio frente al euro y su intervalo de confianza al 95% de confianza (continuación)



Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Anexo A. 2: Resultados de la estimación del modelo Logit al 95% de confianza

	CYP/EUR	HUF/EUR	LVL/EUR	LTL/EUR	MTL/EUR	PLN/EUR	SIT/EUR
Tipos de cambio							
δ_1	48,21346 (0,2584)	-92,2139 (0,0931)	5,951310 (0,1534)	30,58801 (0,0000)	-34,3231 (0,0251)	20,04902 (0,0003)	-13,4211 (0,0002)
δ_2	-79,3702 (0,2809)	0,398562 (0,0854)	-5,07958 (0,4113)	-7,38620 (0,0000)	89,63683 (0,0251)	-4,08461 (0,0013)	0,059099 (0,0002)
Distancia respecto a la paridad central							
δ_1	1,605459 (0,0026)		3,403841 (0,0000)	3,586065 (0,0000)		5,727002 (0,0000)	0,254915 (0,3903)
δ_2	170,7553 (0,1803)		-94,3436 (0,0094)	-12,8895 (0,0001)		-14,3615 (0,0000)	-0,28918 (0,1184)
Distancia respecto a la banda de fluctuación superior							
δ_1	0,082260 (0,8854)		1,310305 (0,0031)	1,882592 (0,0001)	3,694621 (0,0004)	2,113491 (0,0004)	-0,53261 (0,2418)
δ_2	412,3558 (0,0035)		134,3150 (0,0077)	-1,27512 (0,5883)	-145,089 (0,1468)	3,584200 (0,1872)	0,120679 (0,2690)
Diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro							
δ_1	35,70209 (0,0358)		4,884154 (0,0000)	6,675592 (0,0000)	2,957506 (0,0000)	3,757713 (0,0000)	5,918794 (0,0000)
δ_2	-11,4836 (0,0387)		-0,46494 (0,0000)	-0,74227 (0,0002)	-189,962 (0,1126)	-0,13882 (0,0419)	-1,26103 (0,0000)

Notas: En paréntesis se muestran los p -valores. Debido a errores en el procedimiento de programación en Eviews, algunas casillas aparecen vacías.

Anexo A. 2: Resultados de la estimación del modelo Logit al 95% de confianza (continuación)

	BGN/EUR	RON/EUR	HRK/EUR	ISK/EUR	RSD/EUR	TRY/EUR
Tipos de cambio						
δ_1	774,9744 (0,4002)	-6,346287 (0,0000)	68,09121 (0,0101)	7,085244 (0,0000)	2,052755 (0,3674)	-1,848350 (0,0216)
δ_2	-394,6075 (0,4022)	2,185019 (0,0000)	-8,650214 (0,0132)	-0,029366 (0,0005)	-0,009346 (0,7332)	2,337827 (0,0000)
Distancia respecto a la paridad central						
δ_1	3,197673 (0,0000)	1,279145 (0,0000)	6,362300 (0,0000)	6,598942 (0,0000)	1,222223 (0,0258)	1,562314 (0,0001)
δ_2	374,0722 (0,3945)	-5,121929 (0,1014)	-23,91380 (0,0025)	-0,245346 (0,0008)	0,037742 (0,8979)	3,382131 (0,3650)
Distancia respecto a la banda de fluctuación superior						
δ_1		-0,066646 (0,8541)	1,098063 (0,1686)	4,566653 (0,0000)	-0,536280 (0,3791)	-0,677419 (0,1652)
δ_2		5,518826 (0,0046)	10,30987 (0,0226)	-0,094682 (0,0002)	0,566905 (0,0031)	20,24502 (0,0000)
Diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro						
δ_1	3,484312 (0,0000)	4,196715 (0,0000)	4,212761 (0,0000)	8,502848 (0,0000)	-0,271281 (0,6175)	6,079836 (0,0000)
δ_2	3,67E-07 (1,0000)	-0,174536 (0,0000)	-0,300955 (0,0033)	-0,612329 (0,0001)	0,228895 (0,0140)	-0,101009 (0,0000)

Notas: En paréntesis se muestran los p -valores. Debido a errores en el procedimiento de programación en Eviews, algunas casillas aparecen vacías.

Anexo A. 3: Resumen de los estadísticos de la probabilidad estimada al 95% de confianza

	CYP/EUR	HUF/EUR	LVL/EUR	LTL/EUR	MTL/EUR
Tipos de cambio					
Media	0,905362	0,994048	0,928571	0,940476	0,944445
Mediana	0,913204	0,999968	0,917995	0,993849	0,980208
Máximo	0,943414	1	0,962563	0,995425	0,99455
Mínimo	0,831932	0,545069	0,912683	0,023759	0,717283
Desv. Est.	0,03116	0,038284	0,016619	0,179352	0,064328
Asimetría	-0,770032	-10,19242	0,76319	-3,591457	-1,623448
Curtosis	2,406763	115,6665	1,994562	15,0033	4,666415
Distancia respecto a la paridad central					
Media	0,90619		0,928571	0,940476	
Mediana	0,905582		0,943709	0,97304	
Máximo	0,976064		0,967756	0,97304	
Mínimo	0,834198		0,455817	0,309926	
Desv. Est.	0,040187		0,061078	0,104077	
Asimetría	0,042167		-4,293687	-4,282336	
Curtosis	1,99138		26,70744	22,01467	
Distancia respecto a la banda de fluctuación superior					
Media	0,899712		0,928571	0,846154	0,922078
Mediana	0,975159		0,955813	0,862724	0,933494
Máximo	0,999954		0,999324	0,866297	0,973117
Mínimo	0,52977		0,792732	0,770089	0,747726
Desv. Est.	0,138422		0,064986	0,024578	0,047993
Asimetría	-1,386525		-0,923536	-1,507874	-1,74788
Curtosis	3,631316		2,476141	4,55526	6,233764
Diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro					
Media	0,90566	0,994048	0,928571	0,940476	0,944444
Mediana	1	0,99939	0,984963	0,998035	0,950617
Máximo	1	1	0,994763	0,998839	0,992287
Mínimo	0,000253	0,932858	0,011845	0,001014	0,742287
Desv. Est.	0,252028	0,011274	0,165631	0,179252	0,040607
Asimetría	-2,81482	-3,067032	-3,562056	-3,840354	-4,569312
Curtosis	9,662958	13,70646	15,81172	17,89312	23,25072

Nota: Debido a errores en el procedimiento de programación en Eviews, algunas casillas aparecen vacías.

Anexo A. 3: Resumen de los estadísticos de la probabilidad estimada al 95% de confianza (continuación)

	PLN/EUR	SIT/EUR	BGN/EUR	RON/EUR	HRK/EUR
Tipos de cambio					
Media	0,946429	0,479165	0,970237	0,708333	0,958781
Mediana	0,973967	0,548113	0,960874	0,82948	0,982519
Máximo	0,998815	0,681817	0,999079	0,973983	0,998471
Mínimo	0,552431	0,095605	0,956172	0,030373	0,738672
Desv. Est.	0,07414	0,204264	0,015771	0,302541	0,051593
Asimetría	-2,793181	-0,555126	1,122091	-1,182005	-2,210305
Curtosis	11,51853	1,810038	2,346818	2,900599	7,971636
Distancia respecto a la paridad central					
Media	0,946429	0,479167	0,970238	0,708333	0,95773
Mediana	0,989213	0,495328	0,960747	0,722271	0,989298
Máximo	0,996692	0,56335	0,998875	0,782242	0,998189
Mínimo	0,10907	0,291651	0,960747	0,553303	0,125087
Desv. Est.	0,130572	0,080836	0,015546	0,05812	0,08884
Asimetría	-4,684634	-0,686547	1,132325	-0,70203	-5,839268
Curtosis	27,00692	2,114909	2,371379	2,562092	49,4473
Distancia respecto a la banda de fluctuación superior					
Media	0,946429	0,479167		0,708333	0,948537
Mediana	0,945373	0,457918		0,714509	0,969971
Máximo	0,995144	0,629443		0,88899	0,9991
Mínimo	0,894182	0,388324		0,490025	0,774015
Desv. Est.	0,024374	0,056984		0,102756	0,053016
Asimetría	-0,131961	0,797982		-0,281816	-1,515498
Curtosis	2,088332	2,622425		2,233151	4,425951
Diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro					
Media	0,946429	0,479167	0,970238	0,708333	0,956835
Mediana	0,963621	0,292466	0,970238	0,928207	0,984054
Máximo	0,976152	0,998207	0,970238	0,978828	0,992908
Mínimo	0,831301	0,006516	0,970238	1,04E-06	0,307854
Desv. Est.	0,038261	0,42864	2,33E-15	0,367212	0,07641
Asimetría	-1,635115	0,170856	0	-1,105461	-5,512674
Curtosis	4,266348	1,181782	21	2,467013	42,15425

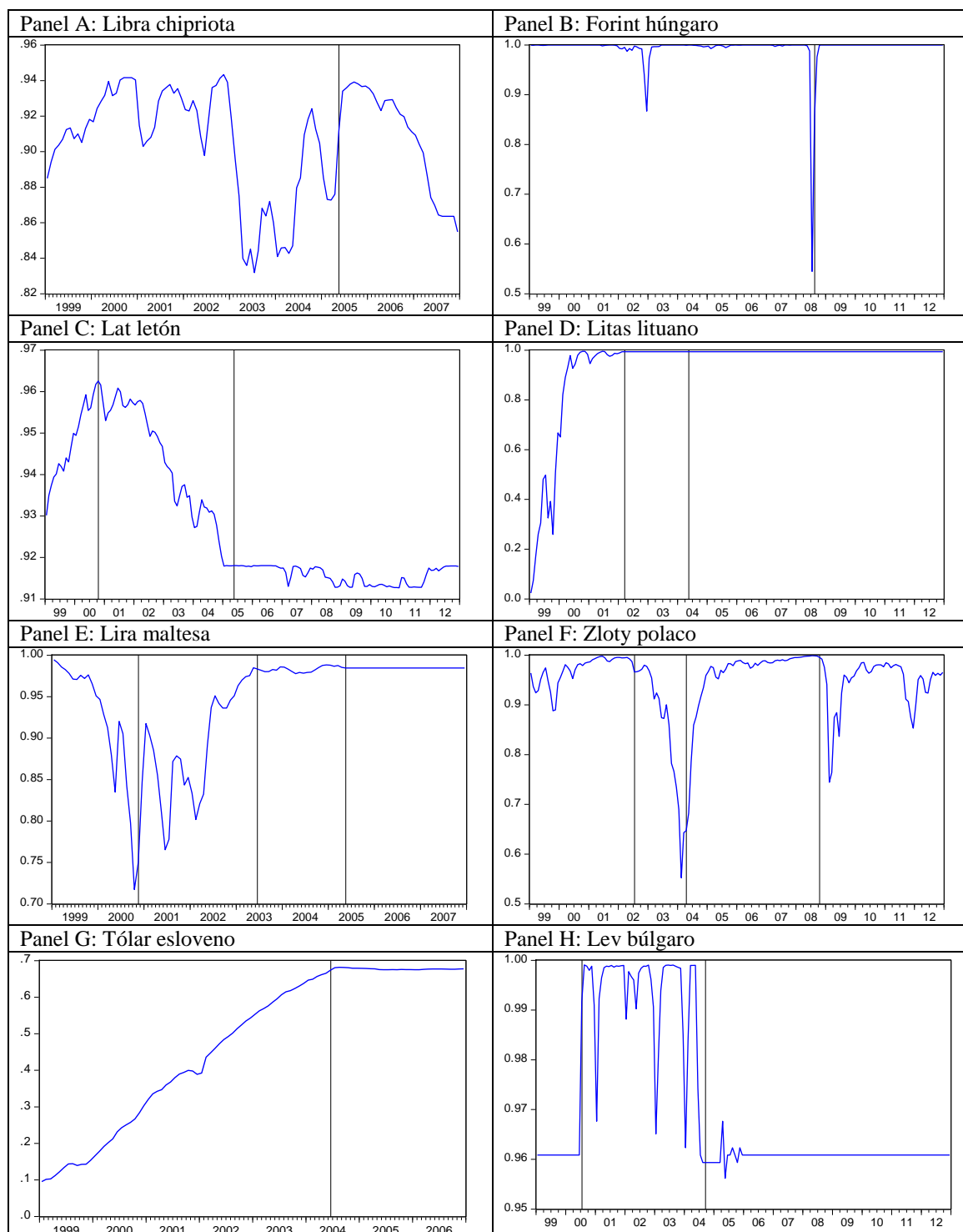
Nota: Debido a errores en el procedimiento de programación en Eviews, algunas casillas aparecen vacías.

Anexo A. 3: Resumen de los estadísticos de la probabilidad estimada al 95% de confianza (continuación)

	ISK/EUR	RSD/EUR	TRY/EUR
Tipos de cambio			
Media	0,952381	0,777173	0,817513
Mediana	0,988833	0,782081	0,907425
Máximo	0,993622	0,816482	0,982546
Mínimo	0,192968	0,721315	0,275248
Desv. Est.	0,096842	0,025662	0,213393
Asimetría	-5,671316	-0,300594	-1,582015
Curtosis	40,65319	2,182839	3,912664
Distancia respecto a la paridad central			
Media	0,952381	0,785878	0,86432
Mediana	0,997079	0,783304	0,861053
Máximo	0,998612	0,821205	0,930001
Mínimo	2,47E-06	0,772697	0,827008
Desv. Est.	0,185326	0,009739	0,027055
Asimetría	-4,561933	1,197169	0,40375
Curtosis	22,66582	4,20588	1,973674
Distancia respecto a la banda de fluctuación superior			
Media	0,952381	0,786699	0,835253
Mediana	0,981514	0,830805	0,95293
Máximo	0,989697	0,999127	0,999844
Mínimo	0,002452	0,379855	0,345328
Desv. Est.	0,135236	0,168822	0,208112
Asimetría	-5,685526	-0,578371	-1,019097
Curtosis	35,90631	2,203643	2,466716
Diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro			
Media	0,952381	0,774855	0,866197
Mediana	0,98708	0,845339	0,990567
Máximo	0,999181	0,977489	0,996003
Mínimo	0,192282	0,473977	0,009497
Desv. Est.	0,124699	0,18056	0,27493
Asimetría	-4,726458	-0,599441	-2,169488
Curtosis	25,88954	1,719592	6,279769

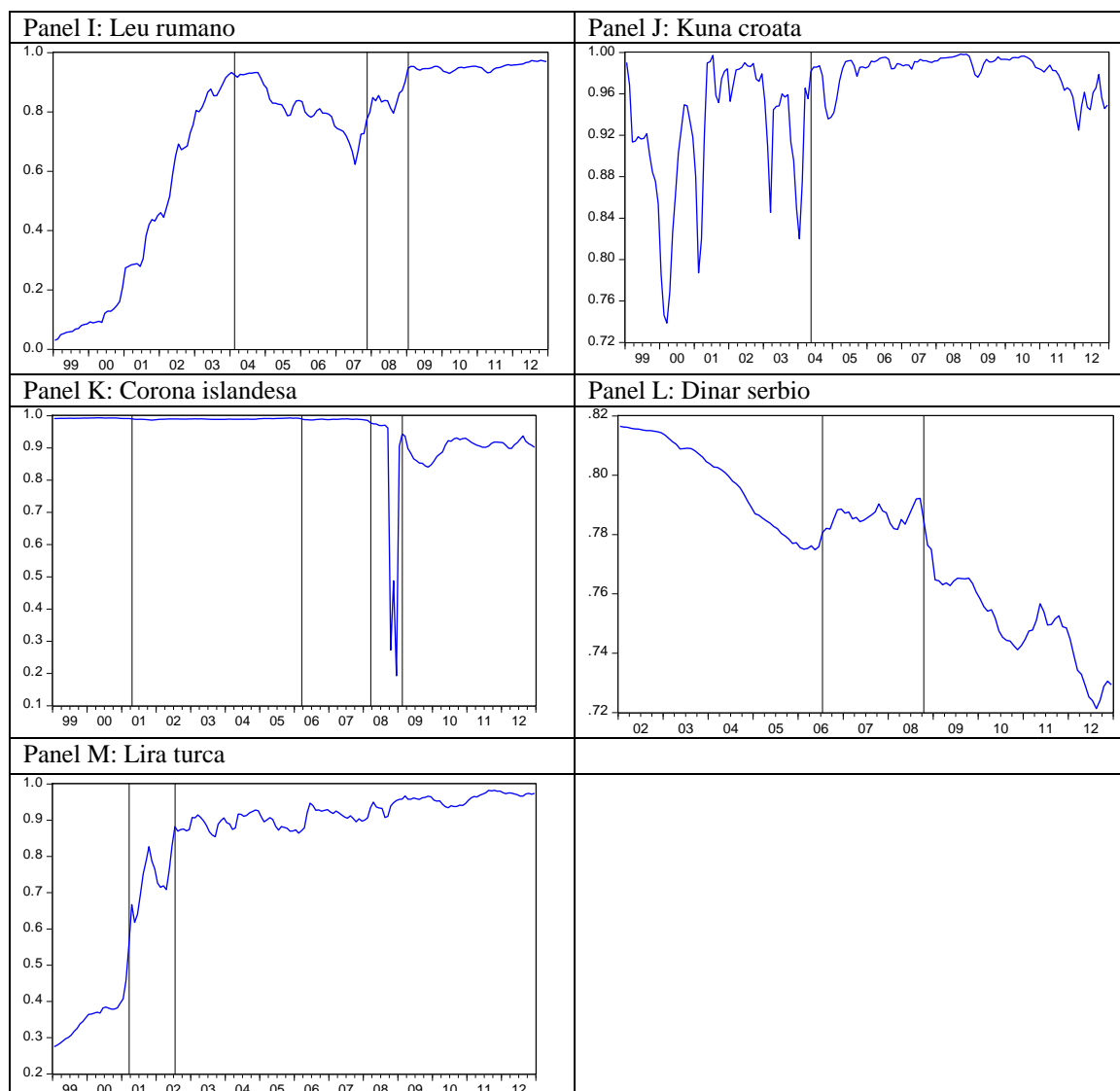
Nota: Debido a errores en el procedimiento de programación en Eviews, algunas casillas aparecen vacías.

Anexo A. 4: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en sus correspondientes tipos de cambio frente al euro al 95% de confianza



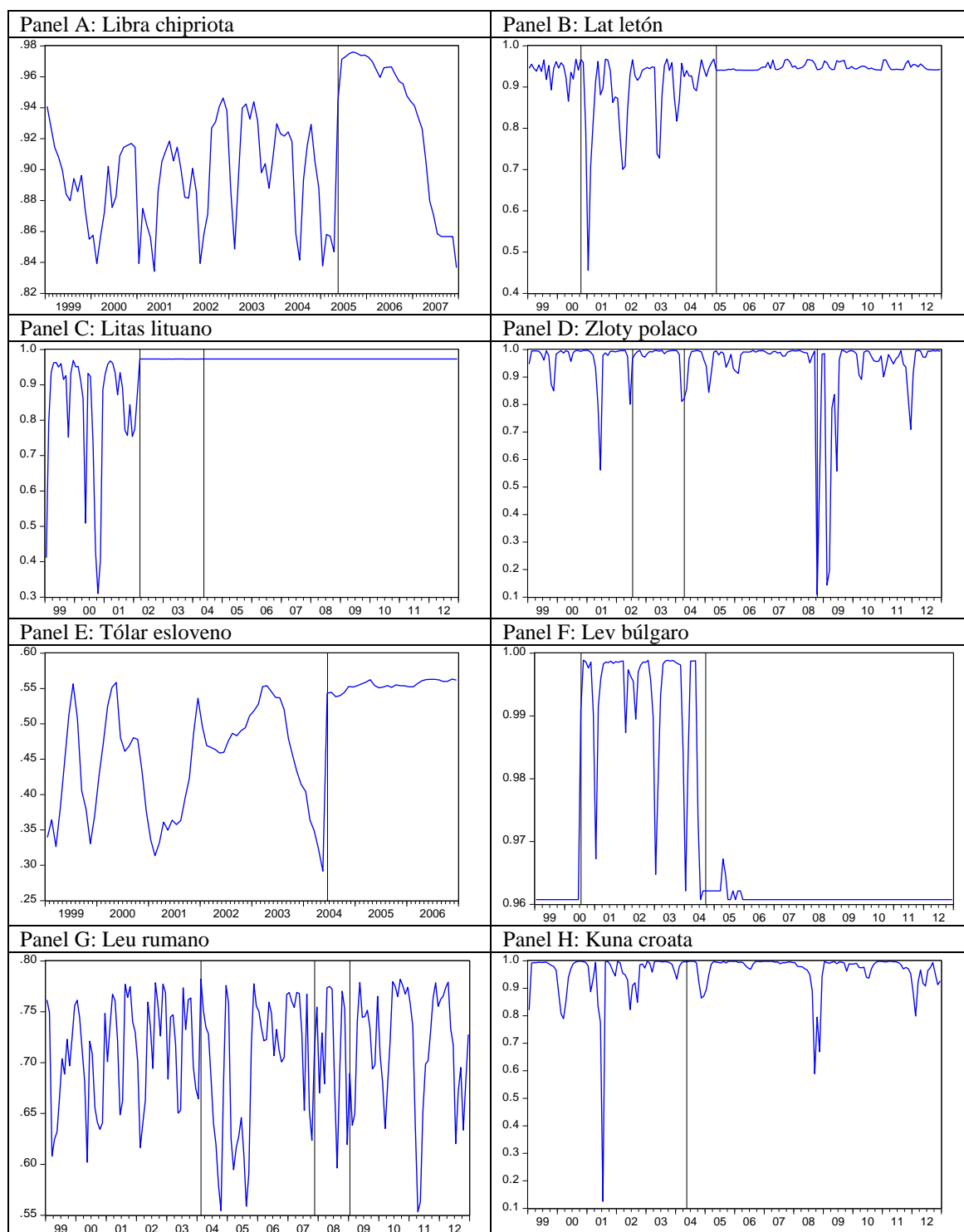
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Anexo A. 4: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en sus correspondientes tipos de cambio frente al euro al 95% de confianza (continuación)



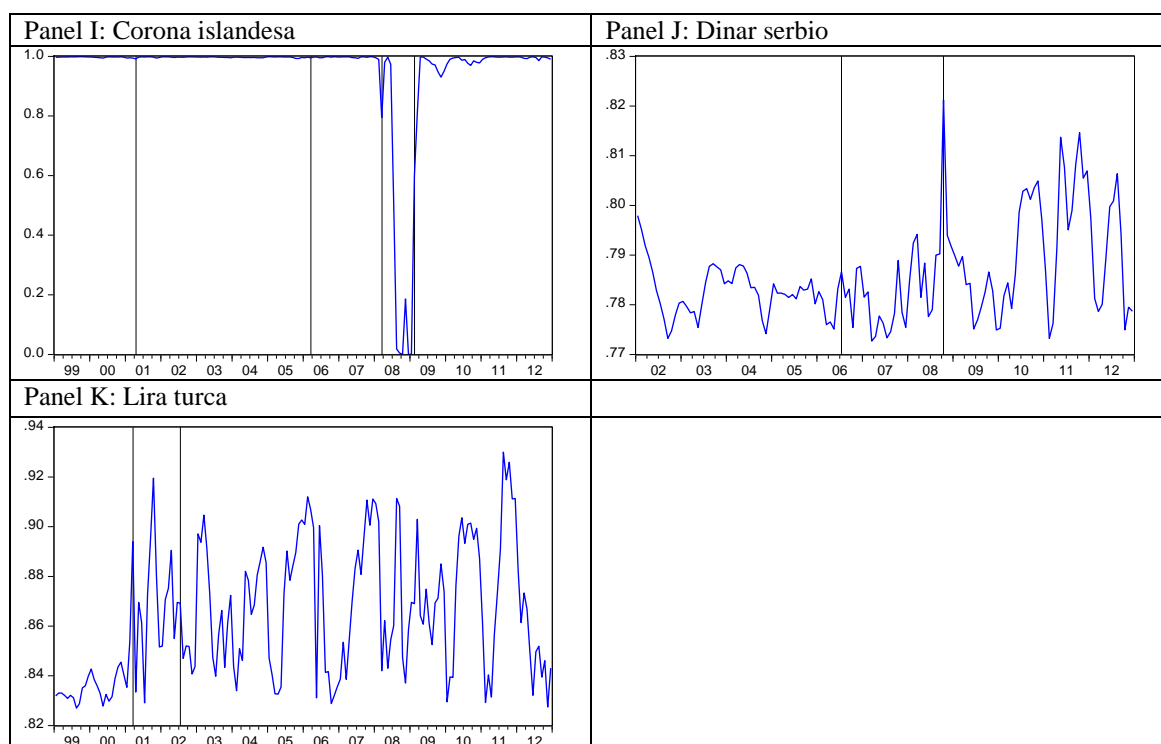
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Anexo A. 5: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en la distancia respecto a la paridad central al 95% de confianza



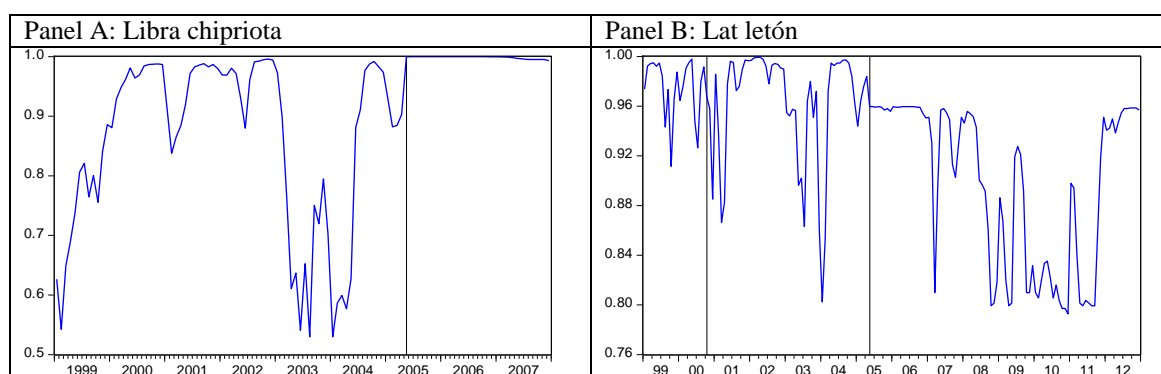
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Anexo A. 5: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en la distancia respecto a la paridad central al 95% de confianza (continuación)



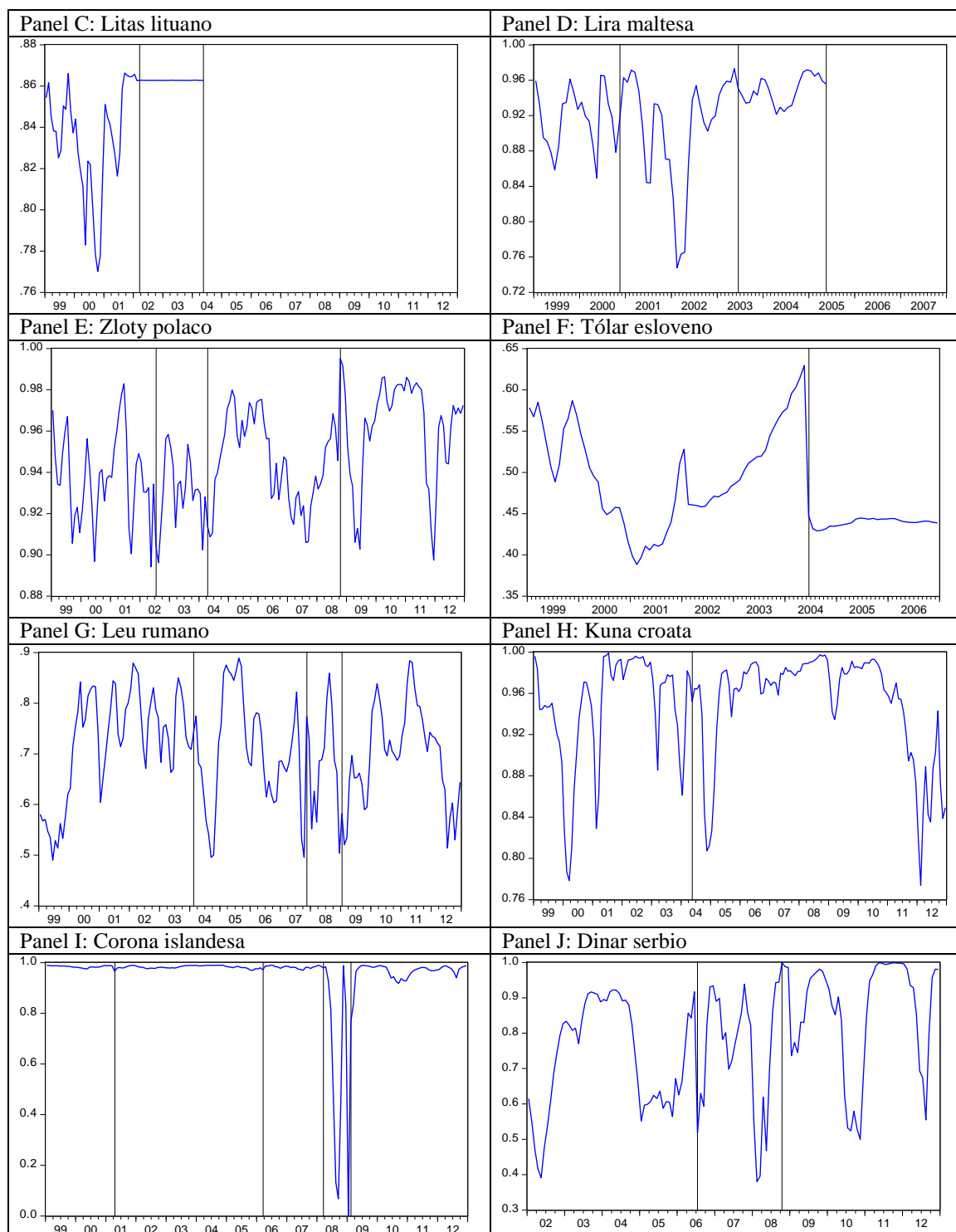
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Anexo A. 6: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en la distancia respecto a la banda de fluctuación superior al 95% de confianza



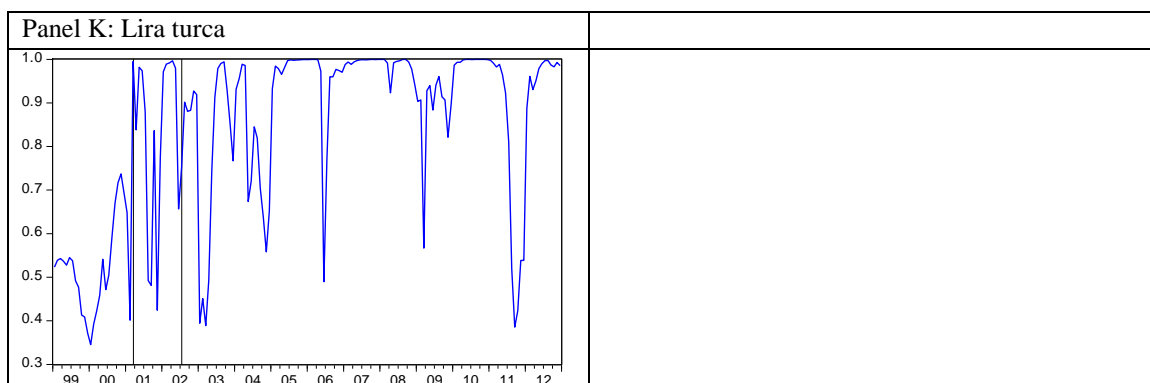
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Anexo A. 6: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en la distancia respecto a la banda de fluctuación superior al 95% de confianza (continuación)



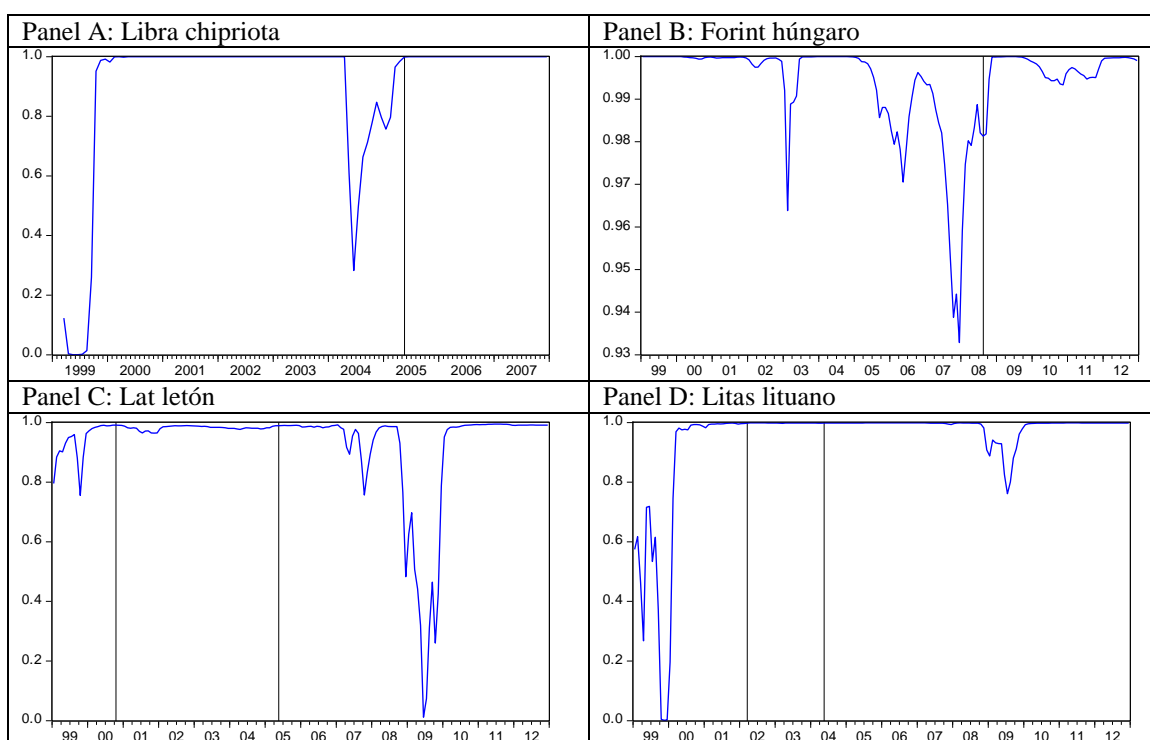
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Anexo A. 6: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en la distancia respecto a la banda de fluctuación superior al 95% de confianza (continuación)



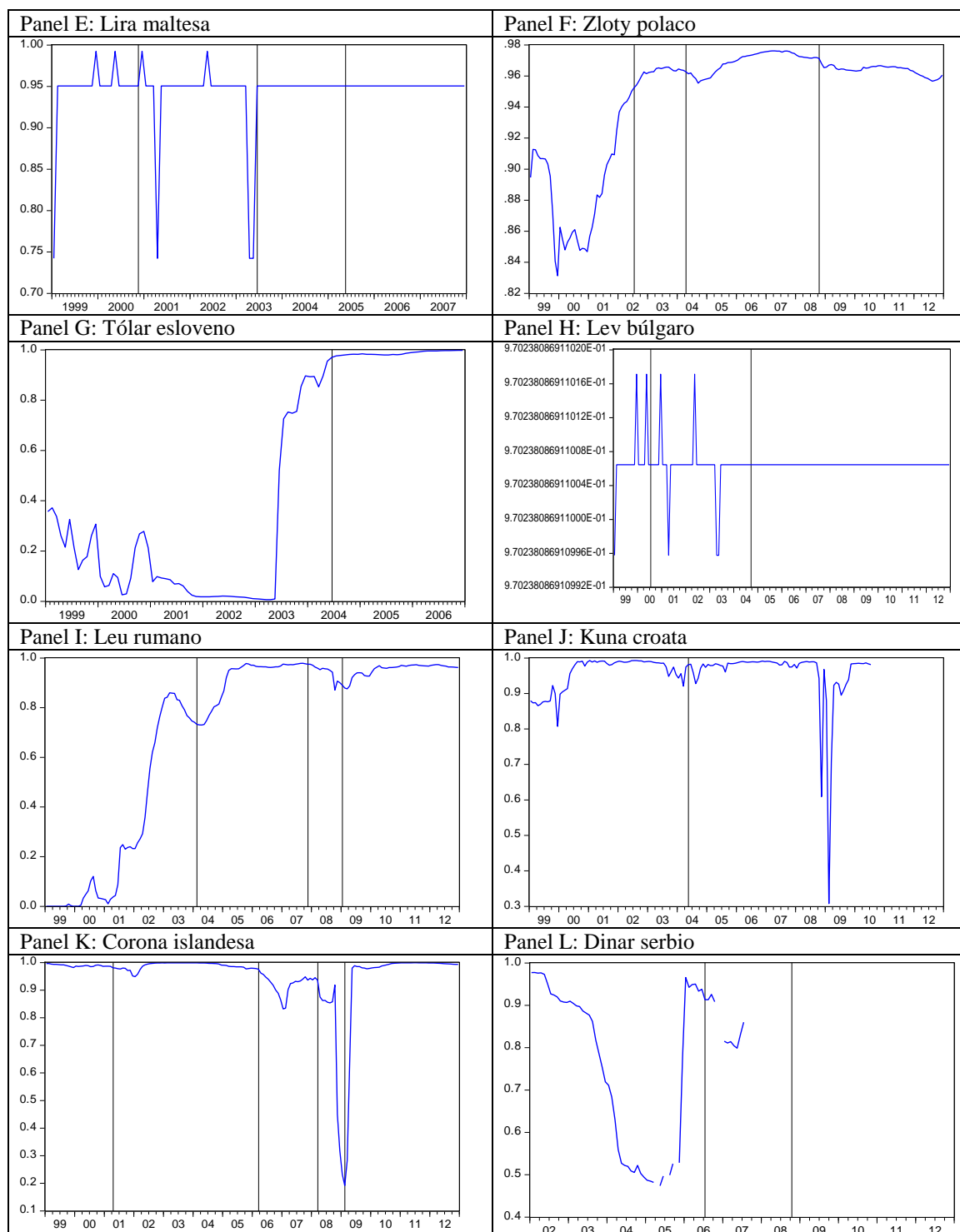
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Anexo A. 7: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en el diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro al 95% de confianza



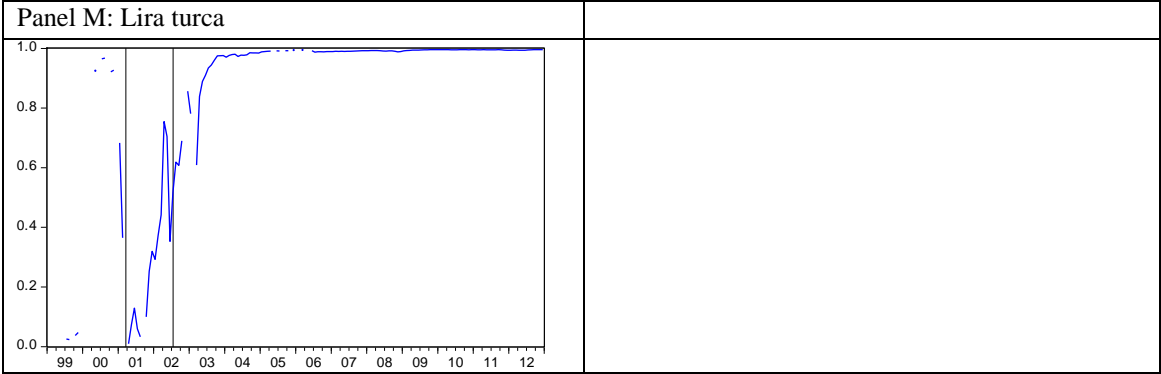
Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Anexo A. 7: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en el diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro al 95% de confianza (continuación)



Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

Anexo A. 7: Probabilidad de realineamiento estimada de los tipos de cambio frente al euro basada en el diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro al 95% de confianza (continuación)



Notas: Las líneas verticales se corresponden con realineamientos y ampliaciones de bandas. Los tipos de cambio cuya variable dependiente siempre toma el mismo valor (ya sea uno o cero) no es posible representarlos gráficamente ya que este procedimiento no se puede aplicar.

MODELOS TEÓRICOS Y EMPÍRICOS SOBRE LAS CRISIS CAMBIARIAS

6. 1. Introducción

6. 2. Revisión de la literatura

6. 2. 1. Modelos de primera generación

6. 2. 2. Modelos de segunda generación

6. 2. 3. Modelos de tercera generación

6. 3. Conclusiones

Referencias

6. 1. Introducción

Un tema recurrente en la literatura teórica y empírica en Economía Internacional es la necesidad de descubrir cuáles son los primeros síntomas por los que una crisis financiera puede ser reconocida para que, desde el primer momento que se detecten, se puedan tomar las medidas político-económicas necesarias, con la finalidad de evitarlas o, de al menos, suavizar su impacto en la sociedad. Habitualmente, las crisis cambiarias se pueden anticipar analizando la evolución de ciertas variables fundamentales como el volumen de reservas internacionales que mantiene el país, el tipo de interés nacional y/o su tipo de cambio. En concreto, una reducción considerable de las reservas que mantiene la autoridad monetaria, una tendencia hacia una depreciación sostenida en el tiempo de la moneda nacional, o una elevación importante en la rentabilidad de los bonos nacionales, supondrá un indicio de dificultad futura por parte de la autoridad monetaria para mantener la confianza en la paridad central.

Han sido múltiples las causas identificadas a lo largo de la historia las que han originado dichas crisis financieras; sin embargo, los argumentos no siempre han mostrado el mismo grado de relevancia. Si bien es cierto que el proceso de globalización y la mayor integración de los mercados financieros se convirtieron en los factores más destacados ya desde comienzos del siglo XVIII, a medida que nos aproximamos a la actualidad este argumento adquiere un menor peso. De hecho, las políticas económicas insostenibles, implicando una inestabilidad macroeconómica considerable se convierten en el eje central de las crisis de balanzas de pagos, aunque también existen otras: inestabilidad política, dificultad en la obtención de financiación o situación financiera mundial deficiente. Todo ello pone de manifiesto una diferencia crucial con los colapsos producidos a finales del siglo XX, en los cuales las crisis financieras modernas se caracterizan por un efecto contagio importante (Gómez-Puig y Sosvilla-Rivero, 2014). La creciente sofisticación y diversificación de las actividades financieras ha dado lugar a un menor incentivo por parte de los inversores a recopilar información, dado que su ganancia marginal se reduce (Calvo y Mendoza, 1996). Esta situación provoca unas expectativas pesimistas que terminan por trasladarse rápidamente a otras economías.

Este capítulo se estructura de la siguiente manera. La siguiente sección revisa en profundidad los trabajos más influyentes desarrollados en la literatura sobre los principales determinantes de las crisis cambiarias, tanto a nivel teórico como empírico, agrupados en tres grandes categorías (primera, segunda y tercera generación). Por su parte, la sección 6. 3 ofrece las conclusiones más relevantes de este capítulo.

6. 2. Revisión de la literatura

6. 2. 1. Modelos de primera generación

Básicamente, los estudios vinculados a la búsqueda del origen del riesgo cambiario se pueden agrupar en tres grandes corrientes de pensamiento: los “modelos de primera generación”, los “modelos de segunda generación” y los “modelos de tercera generación”. Los primeros surgen tras el interés de explicar las crisis de balanzas de pagos sucedidas durante los años setenta y ochenta del siglo XX, mientras que la segunda vertiente aparece tras la necesidad de añadir alguna variable explicativa que ayude a entender las nuevas crisis que comienzan a desarrollarse a principios de la década de los noventa y que presentan rasgos distintos a las anteriores. Los “modelos de primera generación” identifican la inconsistencia entre las políticas fiscales y monetarias con la política cambiaria como el principal causante de las crisis cambiarias. La explicación se fundamenta en la hipótesis de que la oferta monetaria se encuentra constituida únicamente por las reservas y por el crédito interno. De esta manera, cuando el gobierno decide llevar a cabo una política fiscal expansiva financiándola a partir del crédito interno, éste se incrementa, pero, como es necesario mantener el equilibrio en el mercado de dinero, el volumen de reservas se ha de contraer. Este hecho no supone un problema para la economía cuando ocurre de forma ocasional en el tiempo; sin embargo, cuando tal reducción se convierte en una tendencia comienza a ser preocupante, sobre todo cuando se aproxima a sus niveles mínimos poniendo en riesgo la insostenibilidad del tipo de cambio. Este razonamiento es conocido por los agentes económicos; por tanto, desde el primer momento que adviertan un descenso importante en el nivel de las reservas, comenzarán a vender sus activos expresados en moneda nacional y a replantearse los beneficios potenciales de comprar activos en moneda extranjera, para así aprovecharse del diferencial en los tipos de cambio. Dicho cambio en la composición de sus carteras, terminará por agotar el nivel requerido para poder

garantizar el mantenimiento de la paridad central, dando lugar a una devaluación de la moneda nacional, o bien un cambio hacia un régimen monetario más flexible.

Por otra parte, la segunda línea de pensamiento argumenta que las crisis cambiarias son “crisis autogeneradas”, centrando su explicación en cómo las expectativas de devaluación que presentan los propios agentes económicos son capaces de influir sobre la política económica. Para entender el razonamiento de esta vertiente es necesario tener presente el supuesto de que los precios extranjeros permanecen inalterados en el tiempo. De esta forma, ante un incremento en las expectativas de inflación, se experimenta simultáneamente un aumento en las expectativas de depreciación de la moneda nacional para conseguir una mejora en competitividad de los productos nacionales en el extranjero. Esto provocaría una alteración en la composición de la cartera de los agentes, desencadenando así una caída drástica en el nivel de reservas y, por consiguiente, la crisis de balanza de pagos. Cabe mencionar que estos modelos no excluyen a las variables exógenas presentadas por los “modelos de primera generación” como factores explicativos de las crisis, sino que, al contrario, son considerados modelos complementarios, ya que, si además de las expectativas de depreciación, las políticas implementadas no son consistentes, esto incrementaría la probabilidad de una crisis en el tipo de cambio.

Por último, la crisis financiera que experimentó el sureste asiático a finales de la década de los noventa cuestionó de forma considerable la aplicabilidad de los modelos anteriores. Una de las principales razones que destaca esta nueva vertiente como la causante de la inestabilidad cambiaria es la escasa concienciación, por parte de los agentes económicos, del riesgo asociado a las inversiones. Según esta perspectiva, tras el fuerte endeudamiento externo, unido al déficit por cuenta corriente, es inviable mantener la credibilidad en el sistema. Todo este contexto de incertidumbre provoca que los acreedores internacionales pongan en duda el cumplimiento de sus compromisos, generando así una situación de pánico financiero.

El modelo de Krugman (1979) se considera la base para las sucesivas investigaciones cuyo propósito es la modelización de las crisis de balanzas de pagos, centrándose en un

modelo para la fijación del precio de un bien no renovable propuesto por Salant y Henderson (1978).

Comenzaremos exponiendo las características principales de su modelo macroeconómico, para más adelante profundizar en sus implicaciones sobre la viabilidad del sistema cambiario. En primer lugar, el modelo se contextualiza en una pequeña economía abierta, donde el precio del único bien que se produce viene determinado por la paridad del poder adquisitivo:

$$P_t = S_t * P_t^*$$

El supuesto realizado por Krugman (1979) se basa en que el precio del producto en el mercado extranjero (P_t^*) no varía y es igual a la unidad, de esta manera, el precio del producto en el mercado doméstico (P_t) se iguala al tipo de cambio (S_t), implicando que la expectativa de inflación sea la misma que la expectativa de depreciación de la moneda nacional.

Por otra parte, los residentes del país han de tomar la decisión sobre qué proporción de su riqueza real (W_t) han de destinar a la compra de activos expresados en moneda nacional (M_t) y qué otra proporción a la compra de activos en moneda extranjera (F_t):

$$W_t = \left(\frac{M}{P} \right)_t^D + F_t$$

donde el lado derecho de la expresión también está expresado en términos reales ya que $P_t^* = 1$.

En este modelo la demanda de saldos reales $\left(\frac{M}{P} \right)_t^D$ depende negativamente del tipo de interés nominal nacional (i_t) y, bajo el supuesto de perfecta movilidad de capitales también se cumple que:

$$i_t = i^* + \frac{\dot{S}_t}{S_t}$$

donde $\frac{\dot{S}_t}{S_t}$ es la variación esperada del tipo de cambio.

Para poder establecer el equilibrio en el mercado de activos nos falta definir la oferta monetaria como la cantidad total de dinero existente en la economía. Este valor establecido por la autoridad monetaria se encuentra determinado en función de dos componentes: por una parte, el stock de activos nacionales pertenecientes al banco central (crédito doméstico) y por otra, el stock de activos extranjeros que son mantenidos con la finalidad de defender su moneda (reservas internacionales):

$$M_t^S = C_t + \bar{S} * R_t$$

donde M_t^S es la oferta monetaria, C_t es el crédito nacional, \bar{S} es el tipo de cambio fijo y R_t es el stock de reservas de moneda extranjeras (expresadas en moneda extranjera).

Normalmente, ante la necesidad de financiación del déficit fiscal, el gobierno dispone de dos alternativas: emitir deuda pública o bien acudir a la financiación del Banco Central (BC). Sin embargo, este modelo sólo contempla la última posibilidad. Esto significa que, ante una expansión del crédito interno y, por consiguiente, mayor dinero en circulación, se generan expectativas de inflación que terminarán afectando al valor de la moneda nacional⁴⁰. Dicha pérdida esperada de valor provocará que los agentes económicos acudan al BC con la finalidad de vender moneda nacional a favor del otro bien sustituto: la moneda extranjera. A diferencia de los regímenes flexibles, la autoridad monetaria está dispuesta a satisfacer este cambio en las preferencias de los agentes reduciendo su nivel de reservas, dado su compromiso a mantener su paridad

⁴⁰ Los agentes privados mantendrán una expectativa de inflación igual a cero siempre que crean en el compromiso de la política cambiaria por parte de la autoridad monetaria. Desde el momento que comiencen a detectar el incumplimiento de la disciplina cambiaria, la expectativa de inflación será positiva, acelerando el colapso del sistema fijo. Por este motivo, se afirma que las propias expectativas de inflación producen un ataque especulativo antes del agotamiento definitivo de las reservas del BC.

central. Dicho de otra manera, dado el fuerte supuesto que se realiza sobre el crédito doméstico (que ha de mantener una tasa de crecimiento positiva y constante en todos los períodos para financiar el déficit), el BC únicamente dispone de una herramienta para atender dicho cometido: las reservas internacionales, viéndose reducidas período tras período con la finalidad de mantener constante el nivel de precios.

Krugman (1979) concluye que, para mantener el equilibrio, la tasa de decrecimiento de las reservas ha de ser igual a la tasa de crecimiento del crédito nacional:

$$\frac{\dot{C}_t}{C_t} = \mu \quad , \quad \mu > 0 \quad ; \quad \frac{\dot{R}_t}{R_t} = - \mu$$

donde $\frac{\dot{C}_t}{C_t}$ y $\frac{\dot{R}_t}{R_t}$ son las tasas de crecimiento del crédito y de las reservas, respectivamente.

Sin embargo, tras indefinidas políticas expansionistas (reflejando unos débiles fundamentos macroeconómicos), esta situación se convierte en insostenible debido a que, según el supuesto de expectativas perfectas de los agentes económicos, los inversores prevén sucesivas depreciaciones de la moneda dadas las expectativas de inflación. De esta manera, para evitar pérdidas de capital, seguirán acudiendo al BC para desprenderse de los activos nacionales, disminuyendo así sus tenencias de moneda nacional a favor de la extranjera, situando las reservas en su nivel mínimo lo que finalmente supondrá el agotamiento de las mismas y el abandono del régimen.

A pesar del empleo de elementos e hipótesis comunes al análisis no lineal del modelo de Krugman (1979), Flood y Garber (1984) han introducido un nuevo concepto, “el tipo de cambio sombra”, permitiendo así extensiones en el ámbito estocástico. Estos autores han sido capaces de desarrollar ejemplos lineales que permiten identificar claramente el momento exacto del colapso del régimen cambiario fijo, basándose no solamente en los fundamentos del mercado, sino además en el comportamiento especulativo de los agentes económicos.

El modelo propuesto por Flood y Garber (1984) se sustenta sobre la hipótesis de la paridad del poder adquisitivo y de las expectativas perfectas y se puede resumir en las siguientes cinco ecuaciones:

$$\frac{M_t}{P_t} = \alpha_0 - \alpha_1 i_t$$

$$M_t = R_t + D_t$$

$$\dot{D}_t = \mu$$

$$P_t = P_t^* S_t$$

$$i_t = i_t^* + \frac{\dot{S}_t}{S_t}$$

donde $\alpha_1 > 0$ y $\mu > 0$ y donde M_t , P_t e i_t representan el stock de dinero doméstico, el nivel de precios nacional y el tipo de interés nacional, respectivamente. R_t y D_t son el nivel de reservas (expresadas en este caso en moneda nacional) y el crédito doméstico, respectivamente. El asterisco representa las variables del extranjero y el punto sobre una variable indica su primera derivada respecto al tiempo.

La primera ecuación hace referencia a la condición de equilibrio en el mercado monetario: la oferta de dinero ha de ser igual a la demanda de saldos reales, esta última dependiendo inversamente del tipo de interés nacional. La segunda especifica la constitución de la oferta monetaria: por una parte, formada por las tenencias de moneda extranjera que mantiene la autoridad monetaria para poder sostener su paridad central y por otra, el crédito interno. Al igual que el modelo Krugman (1979), la tasa a la que crece la financiación obtenida por el BC es positiva y se mantiene constante para todos los períodos. Finalmente, las últimas dos ecuaciones garantizan la paridad del poder adquisitivo. Simplificando dicho sistema de ecuaciones, se llega a la conclusión de que la oferta monetaria es igual a la siguiente expresión:

$$M_t = \beta S_t - \alpha \dot{S}_t$$

Bajo el sistema de tipos de cambio fijo, se satisface la condición de que $S_t = \bar{S}$, lo que implica que $\dot{S}_t = 0$, cumpliéndose por tanto que: $M_t = \beta \bar{S}$. Por consiguiente, según la paridad del poder adquisitivo, no existen expectativas de inflación ni de depreciación de la moneda, lo que implicaría que el tipo de interés nacional sea igual al internacional (según la paridad descubierta de intereses), dando lugar a una demanda de dinero estable en el tiempo. Sabiendo que $M_t = R_t + D_t$, la ecuación que determina cuál es el nivel de reservas es la siguiente:

$$R_t = \beta \bar{S} - D_t$$

Así se obtiene la misma conclusión del modelo de Krugman (1979): si en todos los períodos, el gobierno acude al BC para que su déficit fiscal sea financiado con crédito interno, ese incremento en la oferta monetaria tiene que ser compensado con una reducción en la misma cuantía⁴¹ por parte de las tenencias de moneda extranjera del BC, dado que se ha de mantener la condición de equilibrio en el mercado de dinero. Sin embargo, esta monetización del déficit (política monetaria expansiva) supone la incompatibilidad con la política cambiaria, ya que cada vez será más difícil defender el tipo de cambio, dado que sus reservas alcanzarán un valor crítico a partir del cual estaremos en presencia del abandono del régimen fijo. Algunos autores suponen que ese nivel crítico es cero, como es el caso de estos autores, mientras que otros como Krugman (1979) u Obstfeld (1986), prefieren trabajar con un nivel crítico mínimo.

Según los modelos de primera generación, al colapso del sistema cambiario se llega con independencia de si se cumple o no el comportamiento del ataque especulativo que normalmente se les asocia a los agentes económicos que actúan con racionalidad. A continuación vamos a centrarnos en las repercusiones que supone cada una de las vertientes. En primer lugar, si suponemos que los agentes presentan expectativas perfectas y, por consiguiente, poseen un amplio conocimiento sobre cómo se van a comportar las principales magnitudes macroeconómicas, es lógico que ante cualquier expectativa de depreciación de la moneda, se produzca una progresiva reducción de las reservas, generando así una alteración en la composición de sus carteras. La

⁴¹ Si diferenciamos el nivel de reservas respecto del tiempo se obtiene que: $\dot{R}_t = -\dot{D}_t = \mu$.

racionalidad de los individuos provoca que anticipen la caída de las reservas hasta su nivel mínimo o cero (gracias a las expectativas de inflación), siendo capaces de aprovecharse de la situación de arbitraje en la que los tenedores de moneda nacional se pueden beneficiar del diferencial de tipos de cambios vendiendo dichos activos a favor de moneda extranjera. Esta capacidad de predicción supone un adelanto del momento en el que se produce el abandono del régimen. Por el contrario, si partimos del escenario en el cual los inversores no se desprenden de la moneda nacional, permitiendo que las reservas se desplomen hasta que sean iguales a cero, esto supondrá que la oferta monetaria dejará de ser constante y crecerá a la misma tasa a la que crece el crédito doméstico en cada período. Esta situación generaría unas expectativas de inflación y de depreciación de la moneda, lo que se traduciría en una disposición a comprar moneda extranjera por parte de los individuos antes de que comenzaran a experimentar pérdidas de capital, anticipando así el momento de colapso del sistema de tipos de cambio fijo.

En ambos escenarios, tras el colapso, la tasa de crecimiento de la oferta monetaria será exactamente igual a la tasa del crédito interno. Gracias a la introducción del tipo de cambio de sombra, estos autores han conseguido identificar y prever el momento exacto del ataque especulativo. Antes de comenzar a explicar las condiciones necesarias para obtener formalmente dicha fecha, es necesario aclarar qué se entiende por dicho tipo de cambio. El tipo de cambio sombra es el tipo de cambio flexible que se encuentra vinculado al momento en el cual las reservas del BC han alcanzado su valor mínimo o cero. Estos autores determinan que tras el ataque especulativo, el nuevo tipo de cambio se podrá obtener a partir de la siguiente expresión:

$$S_t = \left[\frac{\alpha\mu}{\beta^2} \right] + \frac{M_t}{\beta} \quad t \geq z$$

donde z es el momento de la caída del sistema cambiario.

Únicamente cuando el tipo de cambio sombra coincida con el tipo de cambio fijo se podrá determinar el momento exacto del ataque especulativo. A continuación, analizaremos por qué motivo dicho punto es el óptimo. Veremos que tanto si el tipo de

cambio sombra se encuentra por encima o por debajo, existirán otros incentivos que harán que los agentes económicos se desvíen del equilibrio. Si, por ejemplo, el tipo de cambio sombra se situara por encima del tipo fijo, se generaría una competencia importante entre los especuladores, ya que los inversores tratarían de conseguir el volumen más elevado que puedan conseguir de moneda extranjera adelantando el momento del colapso. Sin embargo, la situación opuesta supondría una pérdida de capital para los inversores, evitando comprar moneda extranjera posponiendo de esta manera el momento del abandono del régimen, manteniendo así la supervivencia del tipo de cambio fijo. Por estas razones, el momento del colapso del régimen se determina a partir de la siguiente expresión:

$$z = \frac{R_0}{\mu} - \frac{\alpha}{\beta}$$

Esta ecuación pone de manifiesto que cuanto mayor es el volumen inicial de las reservas de las que dispone el BC para mantener la confianza en el mantenimiento del tipo de cambio (R_0), más alejado se hallará la fecha del abandono del sistema fijo en el horizonte temporal. A diferencia de las reservas, la tasa de crecimiento del crédito interno (μ) presenta una relación inversa respecto a dicho momento. De hecho, cuando esta tasa tiende a cero, el colapso se retrasa indefinidamente.

Hasta el momento hemos explicado que los resultados se encuentran en función de los fundamentos del mercado. Sin embargo, los autores van un paso más allá incorporando una constante arbitraria, tratando de capturar el comportamiento que puede suponer una indeterminación en el tipo de cambio flexible tras la declinación del régimen. Esto implica que el tipo de cambio flotante sigue la siguiente ley dinámica:

$$S_t = A \exp\left[\frac{(t-z)\beta}{\alpha}\right] + \frac{\alpha\mu}{\beta^2} + \frac{M_t}{\beta}$$

Por tanto, el nuevo tipo de cambio flexible sombra queda determinado como:

$$S_t = A + \frac{\alpha\mu}{\beta^2} + \frac{D_t}{\beta}$$

El procedimiento para identificar el momento del desplome del sistema cambiario es exactamente igual que el anterior: se trata de igualar el tipo de cambio sombra al tipo de cambio fijo y se obtiene la siguiente expresión:

$$z = \left[\frac{R_0}{\mu} - \frac{\alpha}{\beta} \right] - \frac{A\beta}{\alpha}$$

quedando evidencia no sólo de la importancia de los fundamentos del mercado, sino también del impacto que presenta el comportamiento especulativo de los agentes (recogida en la variable aleatoria A), acelerando, como era de esperar, el momento “natural” del colapso del sistema.

Al igual que Flood y Garber (1984), Connolly y Taylor (1984) desarrollan un modelo en el cual especifican la fecha exacta en la que el BC pierde totalmente la credibilidad de su política cambiaria, permitiendo que su moneda fluctúe libremente, analizando además las propiedades del nuevo régimen. La diferencia con respecto a los trabajos anteriores radica en que centran su atención en la transición desde un régimen de tipo de cambio deslizante (*crawling peg*) hacia uno flotante. Este sistema cambiario se caracteriza por la ausencia de incertidumbre, debido a que los agentes económicos conocen en cada momento del tiempo cuál será el tipo de cambio. A pesar de que la moneda nacional va a experimentar depreciaciones, esta tasa a la cual se deprecia es anticipada y anunciada por la autoridad monetaria. De esta manera, se entiende que el régimen de tipos de cambio fijo no es más que un caso particular del tipo de cambio deslizante cuando la tasa anunciada de depreciación es cero. Aun trabajando con un caso más genérico, se sigue reiterando que la política monetaria expansiva constituye el principal factor detonante que motiva el abandono del régimen.

La situación inicial de equilibrio (momento $t=0$) de este modelo se caracteriza porque la tasa de crecimiento del crédito interno coincide con la tasa de depreciación de la

moneda nacional (γ). A partir de ese momento y, al igual que los modelos anteriores, se supone que los activos nacionales pertenecientes al BC crecen a una tasa positiva y constante en cada período a considerar (es decir, $\gamma + \varepsilon$). Estos autores consideran tres escenarios distintos: en primer lugar, si $\varepsilon = 0$ el déficit fiscal no está siendo financiado o monetizado por la autoridad monetaria, evidenciándose por tanto la prioridad de cumplir el requisito de la política cambiaria, en cuyo caso el volumen de las reservas permanecería inalterado manteniéndose el equilibrio inicial. El segundo escenario no lo estudian en profundidad, ya que el hecho de que $\varepsilon < 0$ no desencadenaría ningún desplome del sistema cambiario, a diferencia del último escenario, en el cual $\varepsilon > 0$. En este último caso, la política crediticia está siendo más expansiva, repercutiendo en una reducción de la partida del pasivo del BC expresada en moneda extranjera, tal y como se observa en la siguiente expresión:

$$R_t = \bar{M}e^{\gamma t} - \bar{C}e^{(\gamma+\varepsilon)t}$$

donde \bar{M} y \bar{C} son la proporción inicial de la riqueza expresada en moneda nacional y crédito interno inicial, respectivamente.

Esta contracción en el volumen de reservas no termina por alcanzar su nivel mínimo o no llegan a agotarse completamente, dado el supuesto de expectativas perfectas de los agentes. Dicho de otra manera: antes del propio colapso del régimen (momento t^*), los inversores son capaces de anticipar la insostenibilidad del sistema y, por consiguiente, se desata la competencia entre los especuladores. Esta situación adelanta el desplome de las reservas, agotándose antes de lo que hubiese sucedido en un contexto de ausencia de ataques especulativos (en el cual los agentes no realizan ninguna modificación de sus carteras, permitiendo que la propia tendencia de decrecimiento de las reservas siga su curso y terminen por ser nulas, situación que se conseguiría en la fecha t^{42}).

⁴² La fecha t' queda determinada por la siguiente expresión: $t' = \frac{\ln[(\bar{R} + \bar{C})/\bar{C}]}{\varepsilon}$, siendo $t^* < t'$.

Connolly y Taylor (1984) especifican la fecha exacta del momento de transición de un tipo de cambio deslizante hacia un sistema flotante atendiendo a la siguiente expresión:

$$t^* = -\alpha^* + \frac{\ln \left[\left(\frac{\bar{R}}{\bar{C}} \right) + 1 \right]}{\varepsilon}$$

donde α^* es la sensibilidad de la demanda de dinero respecto de la tasa de depreciación y \bar{R} es el stock de reservas iniciales que posee el BC en el equilibrio inicial. De esta expresión se deduce que cuanto mayor sea la elasticidad de la demanda de dinero respecto a la inflación esperada, el momento del colapso se adelanta. En el mismo sentido influye la tasa de crecimiento del crédito interno. Situación opuesta sucede cuanto mayor es el volumen de reservas iniciales provocando un retraso en dicha fecha.

Con la finalidad de verificar el poder explicativo de los modelos de primera generación, comenzaron a ser contrastados empíricamente analizando las principales crisis cambiarias de los países en vías de desarrollo, especialmente en Latinoamérica. En concreto, Blanco y Garber (1986) motivados por encontrar el motivo que justificara la transición de un período (1954-1972) caracterizado por un régimen cambiario estable hacia otra etapa distinguida por fuertes devaluaciones y pérdida de confianza, estudian el caso del peso mexicano desde 1973 hasta 1982. Estos autores señalan la expansión del crédito interno como el desencadenante de todo este período de inestabilidad cambiaria, ya que a partir de 1973 el Banco de México se convirtió en la mayor fuente de financiación del sector público. De esta manera, ponen de manifiesto la prioridad de la política fiscal frente a la cambiaria, lo que justifica claramente el colapso del régimen. A diferencia del modelo de Krugman (1979), estos investigadores son capaces de identificar el momento y la magnitud en el que se produce el abandono del sistema de tipos de cambio fijo. Para ello se basan en la evolución de las reservas internacionales netas. El volumen de las mismas quedará condicionado tanto por las variaciones en el crédito doméstico como por las variables explicativas de la demanda de saldos reales, considerando en este caso la producción nacional y el tipo de interés nacional⁴³. De esta

⁴³ El tipo de interés nacional, siguiendo la nomenclatura de los autores, viene expresado como $i_t = i_t^* + E e_{t+1} - e_t$, donde e_t es el logaritmo del tipo nominal y E es el operador asociado a las

manera, si las reservas son las tenencias que el BC posee de moneda extranjera, desde el momento en que se produzca alguna modificación de estas variables convirtiendo en más rentables a los activos extranjeros, la demanda de dinero se reduciría y las reservas experimentarían una contracción importante.

En el momento en el cual esta reducción progresiva de las reservas llegue a alcanzar su nivel mínimo (\bar{R}) ⁴⁴, la autoridad monetaria deja de acudir al mercado de divisas con la finalidad de seguir vendiendo divisas para atender a su compromiso de mantener su paridad central. Tras el ataque especulativo, el tipo de cambio que garantiza el equilibrio en el mercado de dinero es el flexible (\tilde{e}_t) y mientras tanto la autoridad monetaria ha de establecer un nuevo tipo de cambio fijo (\hat{e}_t) que se conoce como “tipo de cambio sombra” porque únicamente se hará público tras la devaluación de la moneda. Uno de los requisitos a la hora de establecer ese nuevo tipo de cambio (\hat{e}_t) es que ha de ser mayor o igual que el tipo de cambio flexible (\tilde{e}_t) siguiendo la siguiente función lineal:

$$\hat{e}_t = \tilde{e}_t + \omega v_t$$

donde $\omega > 0$, indicando que será igual al valor viable más una cantidad no negativa que se encuentra condicionada al impacto de la caída del régimen. Esta condición se ha de cumplir porque, según los autores, si fuera menor la política sería inconsistente con el equilibrio en el mercado monetario. En otras palabras: al continuar las expectativas de depreciación, los agentes económicos desean vender moneda nacional a cambio de conseguir más moneda extranjera. Sin embargo, si el tipo de cambio fuera menor sería todavía más atractivo para ellos, porque el beneficio potencial sería aún mayor y, por tanto, la demanda de moneda extranjera alcanzaría unos niveles que no podrían ser atendidos por el BC.

expectativas de los agentes dada la información hasta la fecha t . Cabe recordar que tanto el PIB como el tipo de interés nacional afectan positivamente sobre la demanda de dinero, mientras que el tipo de interés extranjero influye inversamente.

⁴⁴ Este valor se estima a través de un procedimiento iterativo.

Este modelo presenta una muy buena capacidad predictiva no sólo dentro, sino también fuera de la muestra, ya que los valores asociados a las probabilidades de devaluación son bastante elevados justo antes de las fechas en las cuales México experimentó las devaluaciones más drásticas de su historia: 1976:08, 1982:02 y 1982:08. En concreto, señala una probabilidad para el siguiente período de alrededor del 20% en el segundo trimestre de 1976 y, durante los tres trimestres anteriores a 1982 superan con creces dicha cantidad, alcanzando en torno al 30% (0,294) en el primer trimestre de 1982. Además, son capaces de estimar los nuevos tipos de cambios fijos ajustándose bastante a los observados definitivamente.

Otro trabajo que tuvo mucha repercusión en el ámbito empírico fue el de Cumby y van Wijnbergen (1989). Su modelo se basa en el expuesto por Flood y Garber (1984), en el cual incorporan un elemento que tendrá consecuencias en la determinación del momento del colapso del sistema: la incertidumbre en el nivel de reservas que conlleva a la insostenibilidad del mismo. Su objetivo se centra en calcular la probabilidad de que en el siguiente período las autoridades abandonen el régimen, permitiendo así la posterior fluctuación de la moneda. Para ello, se fundamentan en las predicciones de las políticas crediticias futuras que se forman los agentes en función del comportamiento observado de las mismas hasta la fecha t .

Este modelo fue aplicado al caso argentino debido a las características que condicionaron y crearon un ambiente propicio para que se desatara una fuerte crisis de balanza de pagos en dicho país. Precisamente, esta economía ha destacado por experimentar tasas de inflación desorbitadas (superando tasas anuales del 300%), junto con porcentajes del déficit de aproximadamente el 70% del PIB desde marzo de 1976. A pesar de las numerosas reformas, habrá que esperar hasta el nuevo plan de estabilización de diciembre de 1978 para conseguir que su tasa de inflación convergiera hacia la de sus principales socios comerciales. Tal logro se debe a la implementación de la “tablita cambiaria”, en la cual se especificaba diariamente el tipo de cambio, generando una mayor credibilidad al conocer con varios meses de antelación la tasa a la cual se iba a depreciar el tipo de cambio. Sin embargo, esta tendencia hacia una tasa de depreciación próxima a cero se ve alterada drásticamente por la crisis financiera de 1980. De hecho,

en la primavera de ese mismo año, el sistema financiero y, más tarde el público, acude a obtener financiación al BC. Estas políticas crediticias expansivas confirman que la política cambiaria dejó de ser la prioridad del gobierno, lo cual supuso una importante pérdida de confianza en el mantenimiento del sistema de tipo de cambio deslizante. Tal resultado se corrobora en las estimaciones de estos autores, según las cuales, dada la tasa de crecimiento del crédito interno del 40,09% en mayo de 1980, la probabilidad de abandono del sistema se sitúa en un 35%, un incremento bastante notable teniendo en cuenta que en el primer trimestre de este año dicha probabilidad no superaba el 1%. La credibilidad en el tipo de cambio deslizante no se consiguió recuperar a lo largo del año. De hecho, antes del colapso en febrero de 1981, la probabilidad de insostenibilidad del sistema superaba el 77%, poniendo nuevamente de manifiesto la relevancia de la expansión del crédito como principal factor detonante en las crisis cambiarias.

A diferencia de Bertola y Svensson (1993), en cuyo trabajo estiman la devaluación esperada a partir del diferencial de tipos de interés y de la desviación del tipo de cambio respecto a su paridad central, Edin y Vredin (1993) se apoyan en la búsqueda de una relación con los fundamentos macroeconómicos. Antes de proseguir, es necesario especificar el criterio adoptado por estos autores para concretar a partir de qué momento las políticas cambiarias dejan de ser creíbles. Al igual que Flood y Garber (1984), el argumento considerado para afirmar una alteración en la paridad central y, por tanto garantizar una devaluación, es que el tipo de cambio de sombra supere la paridad establecida previamente en el período anterior. Su modelo se fundamenta en el propuesto por Baxter (1987), empleando el estimador bietápico de Heckman (1976). En la primera fase, se identifican los factores determinantes de la probabilidad de devaluación y en la segunda fase, el tamaño de la misma se convierte en el eje principal del estudio. Los resultados de este trabajo aseguran una relación sistemática entre las principales variables macroeconómicas y las dieciséis devaluaciones sucedidas en los países nórdicos entre 1978 y 1987. A modo de ejemplo, una reducción en el volumen de reservas supone un incremento en la probabilidad de devaluación, dejando de ser significativa al analizar el tamaño de la misma. La misma relación negativa presenta la paridad central retardada un período y el índice de producción industrial, contrario al signo observado y esperado (aunque marginalmente significativo) de la oferta monetaria sobre la probabilidad de devaluación.

A pesar de que estos modelos fueron de suma utilidad para explicar las crisis sucedidas en la década de los setenta y ochenta del siglo pasado, pierden su efectividad cuando se trata de argumentar las crisis del Sistema Monetario Europeo en 1992-1993 y del peso mexicano en 1994. Según los modelos de primera generación, cabría esperar un deterioro en los fundamentos macroeconómicos; sin embargo esa tendencia no se cumple en las excepciones anteriormente mencionadas. En estos casos particulares, los ataques especulativos surgieron de repente y no fueron previstos por esta generación de modelos, aunque autores como Rose y Svensson (1994) o Obstfeld y Rogoff (1995) mencionan que en determinados momentos se pudo haber previsto dada la mala trayectoria que presentaban las condiciones macroeconómicas. Por otra parte, esta limitación en relación a la capacidad predictiva, autores como Saqib (2002), la justifican dado el escenario tan simplificador y alejado de la realidad que caracteriza a esta tipología de modelos. Por todo ello, se desarrolla una nueva línea de investigación dando lugar a los modelos de segunda generación que analizaremos con detalle en la siguiente sección, basándonos fundamentalmente en los trabajos más representativos.

6. 2. 2. Modelos de segunda generación

A diferencia de los modelos de primera generación, en los cuales los mercados son aquéllos quienes adelantan el momento del colapso del sistema a través de los ataques especulativos, esta nueva corriente los identifica como los propios generadores de las crisis cambiarias. Esto se justifica en el hecho de que las expectativas de los agentes económicos dependen de las respuestas del gobierno y éstas, a su vez, se encuentran condicionadas por la evolución de variables que también dependen de las expectativas. Esta dinámica circular se pone de manifiesto en el trabajo de Obstfeld (1986), en el cual se afirma que, precisamente este círculo vicioso dará lugar a la imposibilidad del compromiso de la política cambiaria. Este autor lo demuestra especificando un modelo en el cual las políticas fiscales y monetarias son consistentes con el compromiso cambiario y, a pesar de ello, se desencadenan ataques especulativos que propician el abandono del sistema, quedando reflejado el papel tan relevante de las expectativas. Dicho de otra manera: aunque la evolución de los fundamentos fuese “buena”, simplemente la aparición de un nuevo suceso que desatara dudas en los agentes sobre la

sostenibilidad del sistema, provocaría un ataque especulativo que terminaría produciendo ajustes en la política económica, validando así las expectativas de los mercados.

Los modelos desarrollados dentro de esta nueva línea de investigación no son tan restrictivos como los anteriores, permitiendo que las autoridades monetarias no sólo dispongan de una única herramienta para defender la moneda nacional (las reservas), sino que ofrecen un abanico más amplio de alternativas: elevación de los tipos de interés doméstico, aplicando controles de capital o bien pueden acudir a otros BC en busca de más reservas, entre otras. Sin embargo, estas políticas suponen un coste para el gobierno. A modo de ejemplo, ante la subida del tipo de interés nacional, el pago de la deuda pública es más costoso, generando así expectativas de devaluación ante la posibilidad de no ser capaces de mantener el valor de su moneda. Por tanto, cuanto mayores sean los costes asociados a mantener la política cambiaria en relación a sus beneficios, menor será la confianza que los agentes privados depositan en la autoridad monetaria. Esta situación seguirá retroalimentando las expectativas de devaluación de la moneda, generando ataques especulativos contra la misma hasta que finalmente la moneda local se devalúe.

Según Sosvilla-Rivero y Pérez-Bermejo (2003), la autoridad monetaria adopta una determinada política, pero no de forma mecánica como los modelos de primera generación, sino basándose en el comportamiento optimizador del BC, que a su vez considera el proceso de formación de expectativas de los agentes. Se fundamentan en el modelo básico de incoherencia temporal de Kydland y Prescott (1977), al cual se le incorpora la “cláusula de escape”. La finalidad de dicha cláusula es permitirle a la autoridad monetaria cierta flexibilidad ante determinadas perturbaciones que puede sufrir la economía. Sin embargo, es necesario implementar algún tipo de penalización asociada a utilizar dicha cláusula para así evitar desviaciones respecto del compromiso cambiario. Por este motivo, el BC tomará la decisión de continuar con su acuerdo o bien permitir la fluctuación de la moneda, comparando la función de pérdidas en un caso u otro (teniendo presente además el coste de abandonar la regla) para así elegir óptimamente.

Uno de los trabajos pioneros en la endogeneización de las expectativas en la toma de decisiones de la autoridad monetaria es el de Sachs *et al.* (1996). Uno de los aspectos relevantes que va a constituir las bases de posteriores investigaciones dentro de esta línea es la presencia de una autoridad monetaria que actúa minimizando una función de pérdidas sujeto a una restricción, que en este caso particular se expresa de la siguiente manera:

$$\begin{cases} \text{Min } L = \frac{1}{2} (\alpha \pi_t^2 + x_t^2), & \alpha > 0 \\ \text{s. a. } r b_t = x_t + \theta (\pi_t - \pi_t^e), & \theta > 0 \end{cases}$$

donde la tasa de inflación (π_t) y los impuestos (x_t) son las variables de control de la autoridad monetaria, quien trata de reducir al máximo su valor recogiendo así las preferencias de los agentes privados. Por otra parte, b_t es el volumen de deuda real, r es el tipo de interés real y π_t^e es la tasa de inflación esperada.

Una vez resuelvan este problema de optimización, han de comparar la función de pérdidas correspondiente a la situación en la que el BC decidiera devaluar la moneda:

$$L^d(b_t) = \frac{1}{2} \lambda (r b_t + \theta \pi_t^e)^2$$

frente a la otra función de pérdidas que se obtendría si el compromiso de defender el tipo de cambio fijo se mantuviese en vigor⁴⁵:

$$L^f(b_t) = \frac{1}{2} (r b_t + \theta \pi_t^e)^2$$

donde los subíndices “ d ” y “ f ” hacen referencia a la devaluación y al sistema fijo, respectivamente.

⁴⁵ En este caso, al mantenerse el mercado de dinero en equilibrio, la tasa de devaluación es cero y por tanto, la tasa de inflación también es nula (como consecuencia de que el precio nacional no se ve alterado).

Sin embargo, en las expresiones anteriores no se ha recogido un elemento crucial en el análisis y que, según Krugman (1996), es esencial para explicar la elevada volatilidad de las expectativas de devaluación: la existencia de otro tipo de costes no económicos que se han demostrado no ser insignificantes en la toma de decisiones del BC. Se trata de los costes políticos asociados a la pérdida de confianza del compromiso de la paridad central ($c > 0$), tales como pérdida de confianza, de votos en las elecciones, etc. Por tanto, el BC adoptará la decisión de devaluar siempre y cuando el valor de la función de pérdidas asociado a continuar con el tipo de cambio fijo a pesar de las presiones especulativas (L^f), sea mayor a la función de pérdidas vinculadas a la propia devaluación (L^d) más los costes políticos que implica (c):

$$L^d(b_t, \pi_t^e) + c < L^f(b_t, \pi_t^e)$$

dicho criterio es equivalente al cumplimiento de la siguiente condición:

$$rb_t + \theta\pi_t^e > k ; \quad k = (1 - \lambda)^{-1/2}(2c)^{1/2} > 0$$

A partir de esta condición, que Sachs *et al.* (1996) consideran la ecuación central del modelo se pueden desprender varias conclusiones relevantes⁴⁶. En primer lugar, para niveles bajos de deuda, los agentes no presentan expectativas de devaluación, mostrando una credibilidad absoluta en el cumplimiento de la política cambiaria, lo que repercute en la existencia de un único equilibrio: el BC mantendrá el tipo de cambio fijo. El otro caso extremo, en el cual los niveles de deuda son elevados (superiores a k), la autoridad monetaria devaluará con independencia de las expectativas. Y por último, el caso realmente interesante se sitúa cuando la deuda alcanza valores intermedios ($\lambda k < rb_t < k$), ya que la interacción entre el BC y los agentes privados dará lugar a múltiples equilibrios. Precisamente es en este tramo donde las expectativas condicionan los resultados y las acciones del gobierno y, por consiguiente, donde la supervivencia o no del régimen fijo se encuentra supeditada a la creencia de los agentes. Estos autores determinan que, si los individuos esperan una devaluación del tamaño

⁴⁶ Véase el Gráfico 1 del trabajo de Sachs *et al.* (1996) para un mayor detalle.

$\pi_t^e = \frac{1}{\theta} \left[\frac{(1-\lambda)}{\lambda} \right] r b_t$, entonces las predicciones se autocumplirán y finalmente la moneda local perderá valor. Por el contrario, si los agentes no esperan que se produzca una devaluación, finalmente el abandono del régimen no tendrá lugar.

Por tanto, estos autores ponen de manifiesto que los modelos de segunda generación no ignoran el comportamiento de los fundamentos como parte del desencadenante de las crisis, sino que son dos perspectivas que se complementan. No siempre las expectativas autocumplidas se convierten en la justificación de las crisis cambiarias, sino únicamente cuando los fundamentos económicos toman valores intermedios (siendo en este contexto representados por el nivel real de la deuda).

A pesar de la excelente trayectoria presentada por el Sistema Monetario Europeo (SME) hasta enero de 1992, habiéndose caracterizado por sesenta meses continuados de estabilidad cambiaria sin ningún evento de realineamiento, a finales de este mismo año, experimenta la crisis más severa desde su creación en marzo de 1979 (véase, por ejemplo, Ledesma-Rodríguez *et al.*, 2005a). Esta crisis inesperada que ocasionó un incremento brusco y sostenido en la volatilidad de los tipos de cambios de numerosas monedas del SME en septiembre de 1992, fue desencadenada según Eichengreen y Wyplosz (1993) por ataques especulativos que se autoconfirman.

Una de sus primeras argumentaciones se centra en el empeoramiento de la competitividad, como consecuencia de las persistentes tasas de inflación y elevados costes en el mercado de trabajo. Sin embargo, encuentran poca evidencia empírica que sustente este razonamiento. Por otra parte, desarrollan dos modelos que se ajustan en gran medida a los hechos sucedidos a partir del verano de 1992: el modelo de Krugman con ataques especulativos y el modelo de Obstfeld con múltiples equilibrios, en ambos casos generando cambios en las políticas futuras.

La estabilidad cambiaria es un requisito fundamental para la participación en la Unión Económica y Monetaria Europea (UEM), recogido explícitamente, con el resto de criterios de convergencia, en el Tratado de Maastricht. Este criterio establece que el tipo de cambio ha de permanecer dentro de una banda estrecha de fluctuación y que su paridad central no se ha de alterar al menos durante dos años consecutivos. Para la consecución de dicho objetivo ha sido necesaria la implementación de políticas restrictivas que garanticen la credibilidad de su moneda. Dicho resultado normalmente va asociado a altas tasas de desempleo. Además, los agentes económicos conocen que ante cualquier ataque especulativo que pudiera desencadenar una devaluación, esta economía no podría formar parte de la UEM, viéndose obligada a abandonar dichas políticas. Por este motivo, cuando se detecta una tendencia alcista en las tasas de paro como consecuencia de políticas austeras, junto con la incertidumbre sobre si se cumplirán los criterios del tratado⁴⁷, los costes políticos y económicos se elevan hasta el punto en el cual deja de poder ser sostenible la paridad a la cual se han comprometido. Por esta razón, los especuladores tendrán incentivos a generar presiones especulativas ante escenarios caracterizados por tasas de paro elevadas, con la finalidad de forzar un cambio en las prioridades del gobierno. Debido a que los mercados anticipan el cambio en la política futura, los agentes atacarán la moneda nacional hasta agotar el nivel de reservas. Este hecho cuestiona la sostenibilidad del régimen fijo, lo que finalmente se traducirá en una crisis cambiaria, ya que los costes asociados al cumplimiento de los requisitos del tratado son superiores a los beneficios de la estabilidad cambiaria.

El segundo modelo postulado por estos autores mejora en gran medida las debilidades del anterior. Esto se debe a que, aunque los hechos corroboran lo predicho, no todas las economías que experimentaron tasas de paro elevadas sufrieron ataques especulativos, ni todos los países modificaron sus políticas en la misma dirección, es por ello que el modelo de múltiples equilibrios se ajusta mejor a la realidad. Es necesario tener presente que, en el primer modelo donde sólo existe un único equilibrio, sólo se cuestiona la

⁴⁷ A partir del verano de 1992, los agentes consideraron según Eichengreen y Wyplosz (1993) tres posibles alternativas: en primer lugar, que las economías no ejecutaran con éxito los criterios del Tratado de Maastricht; en segundo lugar, que once de los doce países de la Comunidad Europea cumplieran los requisitos pudiendo continuar a la siguiente fase de la Unión Monetaria y Económica o; por último, que existieran dos Europas, por una parte, una en la que se compartiese la misma moneda y otra en la que fuese imposible. Este abanico de posibilidades es lo que provoca expectativas que más tarde se autocumplirán. Sebastián y Sosvilla (1996) y Arenillas *et al.* (1997) ofrecen evidencia de cómo fueron evolucionando estas posturas entre académicos y operadores de mercado en España.

sostenibilidad del sistema si la balanza de pagos presenta algún desequilibrio importante. Sin embargo, la principal ventaja de este segundo modelo es la capacidad de poder explicar el motivo por el cual una economía que no presenta problemas de desequilibrios externos puede sufrir tensiones especulativas que conduzcan a cambios en sus políticas. Esta tendencia hacia la implementación de unas políticas de carácter más expansivo fue consecuencia tanto de la incertidumbre del cumplimiento de los criterios de convergencia como de la puesta en marcha de la UEM; poniendo de manifiesto la importancia de las expectativas autocumplidas de los agentes como principal detonante de las crisis cambiarias de los noventa en Europa.

A diferencia del modelo de Krugman (1979), en el cual las políticas monetarias y fiscales expansivas se convierten en el eje principal del origen de las crisis cambiarias, el trabajo de Ozkan y Sutherland (1994) identifica desequilibrios internos que podrían inducir al gobierno a la insostenibilidad de la política de estabilidad de precios. Entre ellos destaca la persistencia de una tasa de paro elevada, pudiendo haber sido generada bien por la mala gestión del gobierno, o bien, por cuestiones externas, pero que en cualquier caso, anticipará las acciones de los inversores desatando ataques especulativos. Precisamente, este modelo replica con bastante exactitud la crisis experimentada por varias monedas del SME. En la misma línea, Drazen y Masson (1994) y Masson (1995) corroboran el incremento en la probabilidad del colapso del sistema percibida por los agentes para el franco francés y la libra esterlina ante incrementos notables en la tasa de paro. Por tanto, según esta vertiente, lo que cabría esperar en el período precedente a la crisis, como mecanismos de alertas que nos ayuden a detectar las crisis no son desequilibrios externos, sino más bien tendencias alcistas en la tasa de desempleo o en cualquier otra variable económica nacional que agrave a la economía del país aumentando la probabilidad de insostenibilidad del régimen fijo.

Teniendo en cuenta la relevancia de disponer de algún mecanismo que nos alerte ante la posibilidad de sufrir una crisis cambiaria para poder prevenirla, Eichengreen *et al.* (1995) profundizan en el tema tratando de esclarecer cuáles son las posibles variables político-económicas que pueden contribuir a la generación de los ataques especulativos.

Dentro del estudio, investigan veinte países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) durante el período 1959-1993, en el cual se recogen multitud de episodios cambiarios: realineamientos (devaluaciones y revaluaciones), ampliaciones de bandas de fluctuación, decisiones de flotación o fijación del tipo de cambio y crisis cambiarias motivadas por las turbulencias especulativas; siendo considerado un análisis logístico multinomial para su tratamiento. El objetivo de este trabajo se fundamenta en detectar cuáles son las principales regularidades empíricas de dichas variables, tanto en el período anterior como posterior a cada uno de los eventos mencionados anteriormente. Se pretende contrastar la efectividad de los modelos teóricos tradicionales a la hora de explicar los escenarios de ataques contra diversas monedas a lo largo de la historia, comparando a su vez si las expectativas autocumplidas presentan un mayor poder explicativo. Por ello, es necesario verificar si en las economías que han experimentado alguna crisis de balanza de pagos se ratifican políticas fiscales y monetarias expansivas acompañadas de una erosión importante en las reservas o bien se ha presenciado un incremento en variables del mercado de trabajo (tales como tasas de paro, salarios reales, costes de reales de producción,...), apreciación del tipo de cambio real y déficits por cuenta corriente.

A pesar de que el porcentaje de parados sobre la población activa en los años precedentes es elevado, se confirma que la devaluación habría sido empleada como una herramienta para dar respuesta principalmente a los desequilibrios de carácter externo. Dicha afirmación se constata al observarse un descenso importante en el volumen de reservas en los trimestres anteriores al evento, unas tasas de crecimiento del crédito interno y de dinero superiores a los períodos de tranquilidad⁴⁸ y una política fiscal expansiva junto con problemas de competitividad. Una vez identificados los síntomas para la prevención de una devaluación, es interesante comparar cómo son los patrones de comportamiento vinculados a las crisis cambiarias, ya que no todos los eventos finalizan en crisis. Estos autores, hacen especial énfasis en la distinción de estos dos conceptos ayudándose de la medición de la presión especulativa, construida a través de un índice creado por Girton y Roper (1977). En concreto, se basan en el

⁴⁸ Los períodos de tranquilidad son períodos caracterizados por no presentar ningún evento de los mencionados anteriormente ni de crisis cambiarias. Precisamente son considerados como grupo de control o de referencia, con la finalidad de comparar la evolución de las variables político-económicas en ambos escenarios.

comportamiento de tres variables: variaciones en el tipo de cambio, variaciones en el tipo de interés y variaciones en las reservas⁴⁹. La crisis cambiaria se identificará con aquellos trimestres en los cuales este índice sea superior a dos veces la desviación estándar de la media. Tras un análisis multivariante y multinomial para mejorar las deficiencias de las técnicas gráficas y trabajar así simultáneamente con todas las variables y todos los episodios del régimen cambiario respectivamente, se confirma que los realineamientos parecen estar justificados por el propio comportamiento de los fundamentos. Situación que difiere cuando se trata de crisis cambiarias o de transiciones en el sistema, siendo caracterizadas como impredecibles e idiosincráticas, donde la disciplina fiscal, variables políticas y del mercado de trabajo no presentan poder explicativo. Por el contrario, la credibilidad de los agentes sobre el compromiso cambiario influye de manera significativa, poniendo de manifiesto que si han ocurrido crisis o eventos pasados se incrementaría la probabilidad de ocurrencia en el siguiente período. De esta manera, las recomendaciones en materia de política económica son más difíciles, ya que, a pesar de que el gobierno adopte políticas coherentes con la política cambiaria no se encuentra ajena a las presiones especulativas, reforzando así el argumento de las expectativas autocumplidas. Tres alternativas son propuestas por estos investigadores para generar mayor estabilidad cambiaria: en primer lugar, seguir la senda hacia una unión monetaria más amplia; en segundo lugar, el establecimiento de un impuesto sobre las transacciones de moneda extranjera y, por último, aprender a convivir con la flotación sucia.

En contra de lo esperado, han sido varios los trabajos que han confirmado la inexistencia de una relación excesivamente significativa para todas las economías entre los fundamentos⁵⁰ y las expectativas de devaluación de los agentes (véanse, por ejemplo, Caramazza, 1993, y Rose y Svensson, 1994, entre otros). Precisamente, Thomas (1994) detecta que las devaluaciones experimentadas durante el período 1992-1993 fueron parcialmente explicadas a partir de desequilibrios internos y externos únicamente para el caso francés. Sus resultados apuntan que una pérdida de

⁴⁹ En este caso particular, la volatilidad condicional de estos tres elementos se consideran iguales para la elaboración del índice.

⁵⁰ Se demuestra que las condiciones macroeconómicas, tanto contemporáneas como previas al momento del colapso de la política de estabilidad de precios, no afectan en gran medida a las expectativas de realineamiento.

competitividad nacional frente al exterior, vía un incremento en el diferencial de inflación o en el de costes laborales, supone un cambio en las expectativas de los agentes hacia la devaluación. Sin embargo, ambas variables no afectan en la devaluación esperada para el caso italiano, al igual que la tasa de paro tampoco contribuye a la crisis en ambas economías. De hecho, los fundamentos económicos pierden poder explicativo al introducir una medida para capturar los ataques especulativos: la posición del tipo de cambio en la banda.

Sin embargo, Jeanne (1997) proporciona un modelo que se ajusta muy bien a los episodios de especulación del franco francés que tuvo lugar en el período 1992-1993. El aspecto relevante que lo diferencia de los estudios previos es la especificación no lineal entre los fundamentos y las expectativas de devaluación de los agentes, ya que anteriormente se habían considerado lineales, lo que justificará los múltiples equilibrios que más adelante explicaremos.

Como en la mayoría de los modelos con “cláusula de escape”, se asume que la autoridad monetaria actúa de modo “suave”, lo que significa que mantendrá su compromiso cambiario, siempre y cuando el beneficio neto de dicha opción sea estrictamente positivo y lo abandonará en caso contrario. Por tanto, dicha decisión se sostiene sobre un beneficio que no sólo depende de las condiciones macroeconómicas tales como la balanza comercial, el tipo de cambio real o la tasa de paro (bb_t), sino que además capta la credibilidad de los agentes en dicho acuerdo (se corresponde con la inversa de pr_{t-1}):

$$B_t = bb_t - apr_{t-1}$$

donde bb_t es el beneficio bruto de mantener el régimen fijo y pr_{t-1} es la probabilidad de que el BC abandone su disciplina cambiaria, evaluado en la fecha $t-1$. Este segundo término implica que cuanto mayor sea pr_{t-1} , menor es la credibilidad de los agentes privados en el régimen, lo que termina reduciendo los beneficios de mantenerlo.

Si definimos una crisis cambiaria como aquella situación en la cual la probabilidad de devaluación asignada por los agentes no alcanza de forma progresiva, sino bruscamente, niveles bastante elevados, parece lógico tratar de averiguar en función de qué elementos se puede calcular dicha probabilidad. Basándose en la racionalidad de las expectativas, este autor es capaz de determinar la probabilidad de devaluación en la fecha t como función de la probabilidad de que el BC proceda de forma poco firme a su compromiso (δ) y de la probabilidad de que el beneficio neto en el siguiente período sea negativo ($Prob_t [B_{t+1} < 0]$), dada la información disponible hasta el momento:

$$pr_t = \delta Prob_t [B_{t+1} < 0]$$

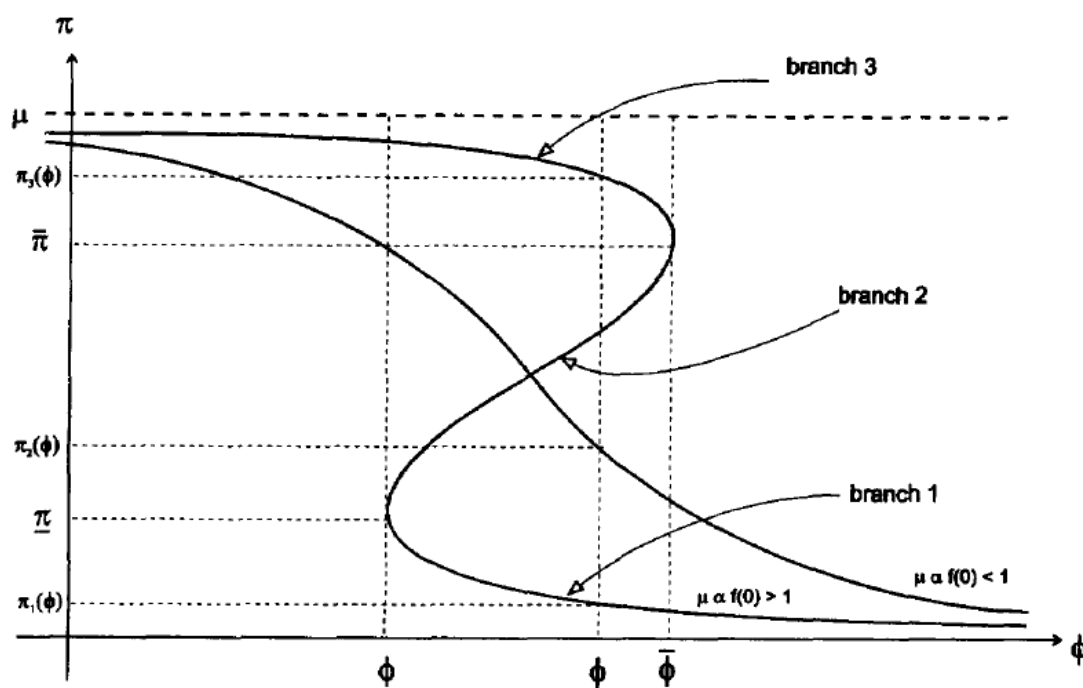
expresado en términos de la ecuación central del modelo quedaría de la siguiente manera:

$$pr_t = \delta F(\alpha pr_t - \phi_t)$$

donde F es la función de distribución acumulada y ϕ_t es el resumen de todas las variables exógenas del modelo (fundamentos económicos). De la ecuación anterior se extrae la posibilidad de la existencia de múltiples equilibrios, dado que un mismo nivel de los fundamentos (ϕ_t) puede ser consistente con varias probabilidades de devaluación.

Esta última expresión nos ayudará a entender el motivo por el cual se puede desencadenar una crisis de balanza de pagos: por una parte, puede ser fruto de un deterioro en los fundamentos macroeconómicos y por otra, como consecuencia de las expectativas de devaluación que tendrán repercusión sobre la decisión óptima del BC únicamente ante la existencia de múltiples equilibrios. Este autor hace hincapié en que esta última posibilidad no es totalmente independiente de la evolución de los fundamentos, sino que se encuentra supeditada a ellos, ya que tan sólo en niveles intermedios las expectativas se convierten en relevantes al autocumplirse sus predicciones. Todo ello se aprecia mejor en el siguiente gráfico extraído del trabajo de Jeanne (1997):

Gráfico 6. 1: Fundamentos y probabilidad de devaluación



Fuente: Jeanne (1997).

Nota: La probabilidad de que el BC abandone su disciplina cambiaria, que en nuestra notación se identifica por “ pr ”, en el trabajo de Jeanne (1997) se denota por “ π ”.

Como en el trabajo de Sachs *et al.* (1996), se demuestra que cuando los fundamentos se sitúan en los casos extremos, es decir, en un buen nivel ($\phi > \bar{\phi}$) o en uno malo ($\phi < \underline{\phi}$), las expectativas son irrelevantes y la probabilidad de devaluación en la fecha t solamente estará condicionada a la pauta de comportamiento de las condiciones económicas. Sin embargo, si los fundamentos se posicionan en el intervalo $(\underline{\phi}, \bar{\phi})$, la sostenibilidad del sistema de tipo de cambio fijo se encuentra vulnerable a las expectativas de los agentes. De modo que si la probabilidad de devaluación es elevada se generará una tendencia a autocumplirse, ya que la propia especulación hace que sea más costoso mantener el régimen fijo.

En la misma línea, con el propósito de esclarecer si las presiones especulativas, que presagian un posible colapso del sistema, son atribuidas a la mala evolución de las variables macroeconómicas o bien se debe a razones puramente especulativas o a

ambas, Ötoker y Pazarbaşıoğlu (1997) estudian seis países del SME⁵¹ durante el período 1979-1995. Dicha investigación confirma la teoría de que la evolución de unos fundamentos sólidos es necesaria, pero no es una condición suficiente en la garantía del mantenimiento del tipo de cambio fijo. De forma general, se asegura que una expansión en variables como la tasa de paro, el déficit fiscal, el crédito nacional o la reducción en el nivel de reservas o competitividad exterior ocasionan un aumento en la probabilidad de cambio del sistema⁵². Sin embargo, este modelo monetario estocástico no predice correctamente los colapsos del régimen fijo en todas las economías. Dicho resultado pone en evidencia la necesidad de complementar las justificaciones tradicionales de las crisis cambiarias incorporando indicadores como la desviación del tipo de cambio respecto a la paridad central, el diferencial del tipo de interés o el nivel de reservas internacionales como medidas alternativas de la presión especulativa⁵³ a la cual se ve sometida el mercado cuestionando la estabilidad del tipo de cambio.

En un intento por ilustrar el papel de la credibilidad y la reputación como factores explicativos del colapso del peso mexicano en diciembre de 1994, Agénor y Masson (1999) elaboran un modelo cuya función objetivo recoge el conflicto (*trade-off*) entre la estabilidad cambiaria y la reducción de la volatilidad del tipo de interés doméstico. Los agentes conocen las consecuencias del incumplimiento de ambas políticas. Por una parte, si la autoridad monetaria rompe su compromiso cambiario, el coste para la economía es una tasa de inflación más elevada. Por otra parte, si no controla la variabilidad del rendimiento de los activos, puede generar efectos perjudiciales en el crecimiento económico y en el sistema bancario. Sin embargo, la incertidumbre del modelo radica en el peso que el BC le asigna a cada una de estas políticas, dado que los agentes no conocen su tipología (si es “duro” o “blando”⁵⁴). Dado que desconocen sus preferencias, se pueden aproximar observando la evolución de las principales variables

⁵¹ Bélgica, Dinamarca, Francia, Irlanda, Italia y España.

⁵² Dicha probabilidad se define como la situación en la cual los inversores esperan que el tipo de cambio sombra en el siguiente período ($t+1$) sea superior al tipo de cambio fijo existente en la fecha t , estimándola a partir de un modelo Probit.

⁵³ Estos autores consideran una modificación en el esquema cambiario cuando se produce una devaluación de la moneda o bien, un cambio hacia un régimen más flexible o incluso, una ampliación en las bandas de fluctuación.

⁵⁴ Siguiendo los estándares dentro de la literatura sobre la tipología de la autoridad monetaria (véanse, entre otros, Drazen y Masson, 1994, y Masson, 1995), diremos que la ponderación asignada al mantenimiento del régimen fijo es superior para el caso de la autoridad “estricta” que para la “blanda”.

macroeconómicas y de las respuestas ante las posibles perturbaciones que sufre la economía.

Agénor y Masson (1999) no identifican un incremento en el riesgo de devaluación esperado por los individuos en los meses anteriores a la propia caída del sistema, ni tampoco se percibe ningún cambio en las preferencias de la autoridad monetaria. Teniendo en cuenta que, las expectativas de devaluación son en realidad una variable latente, que no se puede observar directamente, ha sido necesario acudir a métodos que faciliten alguna evidencia de cómo los agentes forman sus expectativas. Para ello, acuden al método directo, caracterizado porque a partir de una muestra representativa de los participantes de los mercados financieros internacionales se consigue extrapolar las expectativas de toda la población. Los resultados asociados a la encuesta de Currency Forecasters' Digest indican un incremento en las expectativas de devaluación entre noviembre de 1993 y agosto de 1994, pero que más tarde experimentaría una fuerte caída a partir de octubre de 1994. El otro indicador empleado como criterio para cuantificar el riesgo de sufrir una devaluación, es la diferencia entre los rendimientos de los bonos del Tesoro y los Certificados de la Tesorería (CETES)⁵⁵. Se trata de un enfoque más genérico, ya que incluye a todos los participantes del mercado. Aun así se confirma que el colapso del sistema mexicano fue algo inesperado por los agentes. A modo de ejemplo, el diferencial del tipo de interés descendió desde un 10% hasta un 3% desde noviembre de 1993 hasta abril de 1994, demostrando así la credibilidad depositada en la autoridad monetaria. Una de las posibles explicaciones que ofrecen estos autores ante tal infraestimación del riesgo de devaluación es que los inversores no tuvieron en cuenta el deterioro en las condiciones económicas (excesivo déficit por cuenta corriente y apreciación del tipo de cambio real). Sin embargo, tras el colapso del sistema, la confianza en la autoridad monetaria se perdió, provocando un absoluto pesimismo que quedó reflejado en el notable incremento del diferencial en el tipo de interés.

Aprovechando el diferencial de los tipos de interés como proxy de la devaluación esperada, Tronzano *et al.* (2003) tratan de determinar cuál es el argumento más

⁵⁵ Los CETES son títulos de crédito al portador emitidos por el Gobierno Federal mejicano desde 1978, en los cuales se consigna la obligación de éste a pagar su valor nominal al vencimiento. A través de este mecanismo se captan recursos de personas físicas y jurídicas a quienes se les garantiza una renta fija. El rendimiento que recibe el inversor consiste en la diferencia entre el precio de compra y venta.

apropiado que explique los ataques repentinos experimentados por el franco francés en el período 1992-1993. Para cumplir dicho cometido, se fundamentan en el cálculo de las probabilidades de transición de los regímenes cambiarios⁵⁶ propio de los modelos de Markov-switching. En este análisis econométrico no lineal se consideran dos grupos de variables explicativas: reales y monetarias⁵⁷, y en función de la significatividad de cada una de estas agrupaciones podemos decantarnos por un enfoque u otro. En concreto, si existe evidencia empírica favorable a un efecto significativo de las reservas internacionales y de algunas variables monetarias, entonces existe razón suficiente para afirmar que los modelos tradicionales se sostienen. Por otra parte, si la desviación del tipo de cambio respecto a la paridad central y las reservas de divisas demuestran ser buenos predictores, pero el resto no presentan ningún poder explicativo, significará que las crisis se autogeneran a través de las expectativas autocumplidas. Finalmente, una postura intermedia, en la cual los fundamentos y las expectativas se complementan (modelos recientes de “cláusula de escape”) se confirmaría, siempre y cuando, las variables reales presenten alto poder explicativo, con independencia de que las reservas dejen de serlo.

A diferencia de autores como Caramazza (1993), Thomas (1994) o Jeanne (1997), Tronzano *et al.* (2003) ofrecen poco soporte al modelo de cláusula de escape debido a que todas las variables explicativas reales se muestran no significativas. Sin embargo, existe suficiente evidencia empírica para afirmar que la credibilidad de la política cambiaria se encuentra condicionada a la evolución de las expectativas autocumplidas (*self-fulfilling*), dado que las reservas y la distancia respecto a la paridad central son altamente significativas. En concreto, tanto una reducción en el nivel de reservas como un alejamiento respecto de la paridad, disminuye como era de esperar, la probabilidad de continuar con el régimen creíble de tipo de cambio fijo.

⁵⁶ Dado un determinado sistema cambiario en la fecha t , se obtiene la probabilidad de que dicho régimen se mantenga o padezca un cambio en el siguiente período ($t+1$). La elaboración de esta matriz de transición se encuentra sujeta a variaciones en el tiempo como consecuencia de alteraciones en las variables macroeconómicas.

⁵⁷ Entre las variables reales, consideran la balanza por cuenta corriente, el índice de producción industrial, la tasa de paro y el tipo de cambio real. Dentro de la familia de variables monetarias incorporan las reservas internacionales, el cambio en la deuda real, tasas de crecimiento de los agregados monetarios M1 y M2, el diferencial del agregado monetario en relación al extranjero, la tasa de inflación, su diferencial respecto al país de referencia y la distancia respecto a la paridad central.

6. 2. 3. Modelos de tercera generación

La crisis financiera que experimentó el sureste asiático en el verano de 1997 puso en entredicho los modelos vigentes desarrollados hasta ese momento sobre las crisis cambiarias. Según predicen los modelos de política exógena (primera generación), el colapso financiero se materializa como consecuencia de la expansión crediticia a través de la cual se hace frente al importante desequilibrio fiscal. Sin embargo, cuando las monedas nacionales de estos países registraron los ataques especulativos, los balances de las economías asiáticas previos a la crisis se caracterizaban por presentar superávit o déficits reducidos. Por otra parte, atendiendo a los indicadores que habitualmente se emplean en los modelos de segunda generación para comprobar si los fundamentos económicos son lo suficientemente débiles como para afirmar que la economía se sitúa justo en el tramo donde las expectativas se autocumplen, tampoco sirven para justificar estas crisis cambiarias y financieras. Precisamente, en los meses previos a dichas presiones especulativas, las tasas de paro y de inflación eran reducidas y la actividad económica crecía a tasas elevadas. Toda esta situación pone de manifiesto la necesidad de encontrar nuevos esquemas interpretativos que se ajusten a la verdadera dinámica de esta nueva generación de crisis.

Uno de los primeros trabajos en los que se cuestionan los aspectos de los modelos tradicionales es el de McKinnon y Pill (1996), más tarde extendido en profundidad por Corsetti *et al.* (1999). En ambas investigaciones se enfatiza el papel del riesgo moral (*moral hazard*) como el factor principal de la sobreinversión, el excesivo endeudamiento externo y el déficit por cuenta corriente tan elevado que preceden a las crisis gemelas (crisis financiera y cambiaria). Para poder llegar a comprender el motivo por el cual los participantes del mercado de divisas infravaloran el riesgo asociado a cualquier inversión, es necesario tener presente el rescate financiero que ofrece el gobierno ante malas inversiones o proyectos poco rentables. Este seguro financiero es equivalente a un stock de pasivos públicos contingentes que no se reflejan ni en las cifras de la deuda ni el déficit hasta que la crisis financiera no suceda. Según Díaz-Alejandro (1985), no se espera una promesa explícita en la cual el gobierno se comprometa a rescatar a los inversores, pero el público conoce que intervendrá en caso necesario. Este hecho, unido con la inexistencia de un sector financiero regulado ni

supervisado, supone un fuerte incentivo tanto para los inversores nacionales como extranjeros de no tomar ninguna precaución ante la posibilidad de sufrir perturbaciones adversas cuando invierten en activos financieros.

Este comportamiento asociado al riesgo moral tendrá como primera implicación un endeudamiento excesivo. A modo de ejemplo, el ratio de obligaciones externas a corto plazo sobre el volumen de reservas superó el 100% para economías como Indonesia, Corea y Tailandia. Si se produjera una perturbación macroeconómica que impidiera el pago de la deuda contraída y los acreedores extranjeros no permitieran la refinanciación de la misma, la vulnerabilidad de la economía se vería magnificada viéndose cuestionada la estabilidad cambiaria. Ante este escenario, los agentes económicos esperan que el gobierno lleve a cabo reformas fiscales para financiar el creciente déficit, formándose expectativas de inflación ante la posible emisión de moneda local. A su vez, esta situación se agrava por los ajustes estructurales que se traducen en una disminución de la actividad económica, generando todo ello en su conjunto un clima de incertidumbre que ocasionará una reversión súbita de los flujos de capitales procedentes del extranjero. Este razonamiento de dicho círculo vicioso, que asegura el colapso del sistema, es esencial para comprender la razón por la cual Corsetti *et al.* (1999) tratan las crisis financieras y cambiarias como un fenómeno entrelazado. Dichas crisis son consecuencia de los costes fiscales anticipados y de la reestructuración financiera, justificando así el problema subyacente del moral hazard en ambas.

Basándose en el modelo de bancarrota de Diamond y Dybvig (1983), Chang y Velasco (1998) extienden su análisis a un nivel macroeconómico, con el propósito de analizar las crisis financieras internacionales modernas. Para comprender las implicaciones de este modelo primero es necesario tener presente algunas características esenciales del mismo. Por una parte, los agentes nacionales actúan de forma agregada formando una coalición llamada “banco comercial” o “banco” cuyo objetivo es maximizar el bienestar del agente representativo asignando su cesta de consumo, sabiendo que la tipología del agente es una información privada que sólo conoce el mismo individuo. Por otra parte, el mecanismo que les permite alcanzar la asignación óptima social es la demanda de depósitos; de esta manera los bancos, en su actividad de intermediación, canalizan el

ahorro de las familias hacia proyectos de inversión a largo plazo. Este sistema de financiación le da derecho a los agentes a retirar parte de los fondos con alto grado de liquidez (pero menor rentabilidad), garantizando que la gran parte de los estos activos se invierten en proyectos que aporten una mayor rentabilidad.

Sin embargo, este sistema de depósitos puede ocasionar importantes problemas de liquidez, incrementando el riesgo potencial de bancarrota del país. Según estos autores, la falta de liquidez que se detecta previamente a las crisis financieras se debe a la falta de consistencia temporal entre el período de maduración de las inversiones y el período de vencimiento de las deudas (fenómeno conocido como desajuste en los vencimientos o *maturity mismatch*). Como consecuencia de la dificultad que presentan las economías emergentes para acceder a los mercados financieros internacionales, estos países se ven sometidos a tener que financiar sus proyectos de largo plazo con recursos de corto plazo. Este inconveniente que le impide acudir a otros mecanismos de crédito, como pueden ser los mercados bursátiles o de deuda privada, convierte a los bancos en un papel fundamental en las economías emergentes, en el cual una retirada masiva de depósitos por parte de los agentes económicos incrementa la vulnerabilidad de estos países. La razón de esta huida de capitales radica en la fragilidad del sistema financiero que ante cualquier perturbación económica que cuestione el pago de los créditos supone la no renovación de los mismos. Este temor de los acreedores internacionales al incumplimiento de sus compromisos termina por autoconfirmarse, propiciando así una fase de pánico financiero. Este resultado también es confirmado por autores como Radelet y Sachs (1998), quienes aseguran que la reciente crisis asiática es generada por la negativa de los acreedores extranjeros a renovar los créditos de dudoso cobro.

Precisamente, cuando las obligaciones potenciales del corto plazo (\tilde{x}) superan el valor de liquidación ($\tilde{d} + r\tilde{l}^+$), el banco entrará en una situación de bancarrota:

$$\tilde{z}^+ = \tilde{x} - (\tilde{d} + r\tilde{l}^+) > 0$$

donde \tilde{z}^+ es la medida de iliquidez del banco, \tilde{d} es la cuantía que el banco pide prestado en el período 1 y \tilde{l}^+ es la cantidad máxima de liquidación de la inversión a largo plazo.

Para alcanzar dicha condición no sólo basta con unas malas expectativas en sí misma, sino que la economía se ha de caracterizar por una evolución de los fundamentos poco consistente, enfatizando la falta de liquidez de los bancos como el eje central de las crisis financieras. Al igual que otros modelos con múltiples equilibrios, se confirma que las crisis cambiarias y bancarias son eventos difíciles de predecir como ocurrió en México o en Asia (Sachs *et al.*, 1996 y Radelet y Sachs, 1998, respectivamente).

Teniendo en cuenta los resultados de Kaminsky y Reinhart (1999), en donde casi el 70% de las crisis bancarias analizadas fueron fruto de la desregulación financiera llevadas a cabo durante los cinco años precedentes a las crisis, Chang y Velasco (1998) se cuestionan el efecto de la liberalización financiera sobre la vulnerabilidad del país. En particular estudian dos de los procedimientos más comunes: una reducción de los requisitos mínimos de las reservas y un incremento en el grado de competencia bancaria. A pesar de que ambos mecanismos pueden suponer un incremento de eficiencia y por tanto de bienestar en el sistema crediticio, también aumenta la probabilidad de experimentar una situación de bancarrota (resultado consistente con la evidencia para un amplio conjunto de países desarrollados y en desarrollo durante el período 1980-1994, presentada por Demirguc-Kunt y Detragiache, 1998). Otro factor relevante que puede actuar como agravante de la iliquidez de los bancos es la entrada de capitales procedentes del exterior suponiendo un incremento en la fragilidad de la economía ante posibles perturbaciones exógenas y cambios en las expectativas.

Asimismo, Chang y Velasco (1998) afirman que el comportamiento de la política ha de ser diferente en función de cuál sea el origen de la crisis cambiaria. Si al igual que autores como Krugman (1998) o Corsetti *et al.* (1999), se demuestra que el riesgo moral se encuentra detrás de la insolvencia del sector bancario, entonces el gobierno tendrá que actuar permitiendo el cierre o la recapitalización del mismo. Si, por el contrario, el pánico financiero se ha desatado, ya sea por las expectativas autocumplidas de los depositantes, como por la desconfianza de los acreedores internacionales en la devolución de sus créditos concedidos, lo que necesita la economía para recuperarse de la huida de capitales es una inyección de liquidez.

Por último, cabe mencionar que el modelo propuesto por Chang y Velasco (1998), que ha sido capaz de replicar los hechos estilizados de las crisis asiáticas, asegura que la estabilidad cambiaria y bancaria son objetivos mutuamente incompatibles. La razón es la siguiente: si la autoridad monetaria actúa como prestamista de última instancia se puede desarrollar una crisis financiera; sin embargo, si el banco central no proporciona el dinero necesario para hacer frente a la iliquidez, la posibilidad de la crisis financiera quedaría descartada, pero la crisis cambiaria se convertiría en un hecho.

Según Krugman (2000), la creciente integración en el mercado financiero de capitales es la causante de ejercer presiones sobre el gobierno para suprimir restricciones financieras, implicando así una mayor predisposición a experimentar crisis. Precisamente, el escenario caracterizado por la eliminación de barreras a la libre circulación de capitales, unido a una fase expansiva y a la presencia de unos tipos de interés extranjeros considerablemente bajos, supuso una importante entrada de capitales para los países emergentes a finales de la década de los noventa del siglo XX. Teniendo en cuenta que las necesidades de financiación no podían ser cubiertas con el ahorro nacional, unido al contexto favorable explicado anteriormente, la inversión directa se incrementa, pero sobretodo se expanden los créditos a corto plazo denominados en moneda extranjera. Esta inconsistencia temporal entre la moneda en la que se llevan a cabo las inversiones y la moneda en la que se denominan las deudas (*currency mismatch*) es considerada, junto con el concepto de desajuste en los vencimientos, como los posibles determinantes de las crisis financieras y cambiarias. Si la economía sufre alguna perturbación que ponga en entredicho el pago de los créditos contraídos, este creciente endeudamiento genera un contexto de incertidumbre al existir un problema de selección adversa. Por tanto, al no disponer de recursos suficientes para poder afrontar sus pasivos, se desencadenará una situación de pánico financiero, en el cual las expectativas se validan y retroalimentan, produciéndose una reversión inesperada de los flujos de capitales (*sudden stop*).

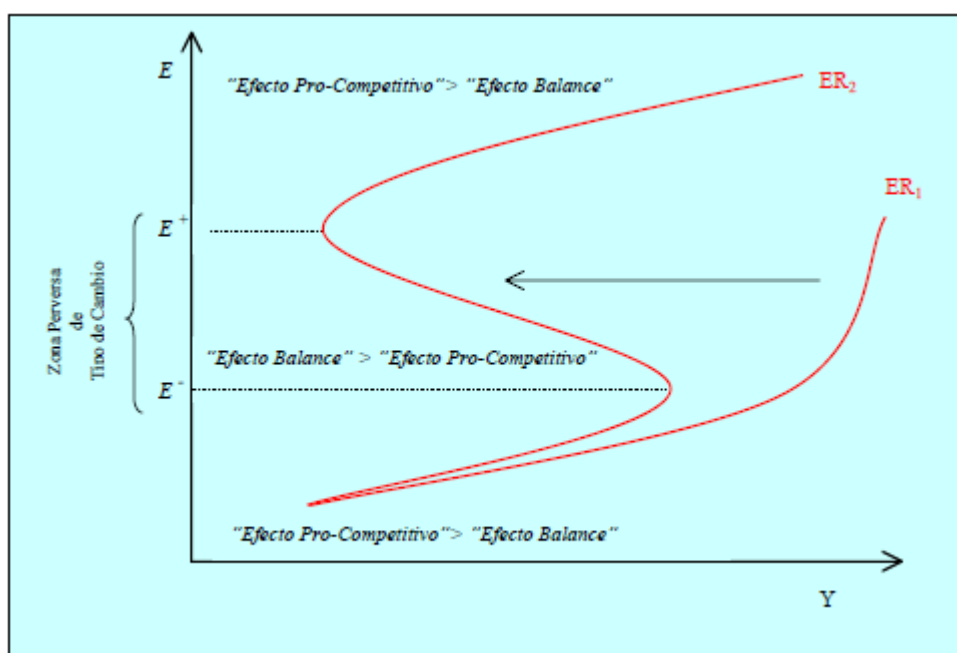
Esta inseguridad en la solvencia se alcanzaría como consecuencia de varios factores. Por una parte, un creciente apalancamiento que, para la mayoría se encuentra fundamentado en una evolución sólida de las principales variables macroeconómica

que, junto con las garantías que ofrecía el gobierno para el rescate ante las malas inversiones aseguraba su sostenibilidad en el largo plazo. En segundo lugar, la inexistencia de unos mercados de capitales más desarrollados que permitieran otros mecanismos de crédito o la posibilidad de financiarse a medio y largo plazo. Por último, mencionar que el aumento del volumen de reservas como consecuencia de la entrada de capitales no se logró compensar con el aumento de dinero en circulación debido a que los activos no eran perfectamente sustituibles. Todo ello agravó la vulnerabilidad de estos países conduciéndolos al colapso financiero.

¿Por qué motivo este progresivo apalancamiento en divisas, propio de un sistema de tipos de cambio fijo, puede generar efectos tan dañinos para la economía al producirse la salida de capitales al exterior? La razón es sencilla: este contexto de incertidumbre económica que produce el cese de inversión en el interior del país puede provocar el incremento del tipo de cambio. Esta depreciación de la moneda nacional, que en un principio mejoraría la competitividad de los productos nacionales y estimularía tanto la demanda externa como la interna generando un efecto expansivo sobre la actividad económica nacional (“efecto pro-competitivo”), pasa a convertirse en un auténtico problema como consecuencia del tipo de endeudamiento adquirido. De esta manera, el apalancamiento a corto plazo y en moneda extranjera puede afectar negativamente al mercado de bienes y servicios disminuyendo su inversión, su consumo y su producción nacional (“efecto balance”). Este resultado se refuerza a través de dos vías. Por una parte, la rentabilidad esperada de las inversiones en moneda doméstica se reduce. Por otra, las empresas que se han declarado en bancarrota no pueden satisfacer sus deudas (destruyendo capital físico) y las empresas que aún sobreviven, verán contraído su valor patrimonial como consecuencia de que sus obligaciones se expresan en divisas y esto supone desincentivos a la inversión. Precisamente, este razonamiento explicaría la curvatura de la función que constata las combinaciones de tipos de cambio y nivel de renta en las cuales el mercado de bienes y servicios se encuentra en equilibrio (ER) en la llamada zona perversa del tipo de cambio (Gráfico 6. 2⁵⁸).

⁵⁸ Fuera de la zona perversa, donde el tipo de cambio puede actuar como instrumento de ajuste macroeconómico se observa una expansión de la producción doméstica, ya que por debajo de E^- no existe riesgo de devaluación y por encima de E^+ la mayor parte de las empresas no solventes habrán quebrado y el “efecto balance” dejará de ser relevante dominando el “efecto pro-competitivo”.

Gráfico 6. 2: “Efecto pro-competitivo” y “efecto balance”

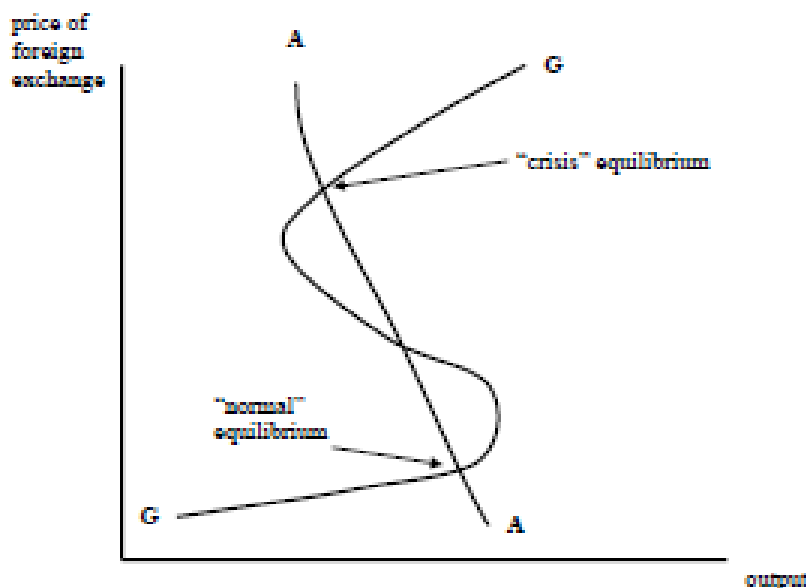


Fuente: Ripoll-i-Alcón (2003).

Nota: La función ER muestra el comportamiento de la economía real del país, E representa el tipo de cambio e Y se refiere a la renta nacional, en la notación de este autor.

Dado el fuerte ataque especulativo contra la moneda nacional, junto con la imposibilidad por parte de la autoridad monetaria para mantener su compromiso con la paridad central, se abandona el sistema fijo permitiendo que el tipo de cambio fluctúe hasta alcanzar el nuevo equilibrio tras la crisis. Esta nueva situación (“*crisis equilibrium*”), que dará lugar a una hiperdepreciación, se alcanza en el punto de corte entre las líneas AA y GG del Gráfico 6. 3, en las cuales se muestran las combinaciones entre el tipo de cambio y renta que permiten el equilibrio en el mercado real y en el mercado de dinero, respectivamente.

Gráfico 6. 3: Nuevo equilibrio



Fuente: Krugman (2000).

Nota: En nuestra notación la curva GG se identifica con la curva ER, haciendo referencia a las combinaciones de tipo de cambio y renta que equilibran el mercado real. La línea AA recoge aquellas combinaciones que aseguran el equilibrio en el mercado financiero.

Krugman (2000) sugiere alternativas con la finalidad de reducir la fragilidad de las economías ante las liberalizaciones financieras para evitar sucesivas y repetidas crisis financieras y bancarias. Entre ellas, cabe destacar los controles en la entrada y salida de capitales, la adopción de mecanismos cambiarios tales como la dolarización o la euroización o bien en el largo plazo los problemas generados por la integración se terminan resolviendo.

6. 3. Conclusiones

En este capítulo se han revisado en profundidad las investigaciones más destacadas a lo largo de la literatura sobre las principales causas que generan las crisis de balanza de pagos. Si bien es cierto que han sido múltiples los factores identificados, se pueden englobar en tres grandes categorías: modelos de primera generación, modelos de segunda generación y modelos de tercera generación. Estos tres enfoques no han de considerarse mutuamente excluyentes. Todo lo contrario, numerosos estudios los interpretan como complementarios, ya que se han desarrollado de la necesidad de

incorporar nuevas variables explicativas para poder explicar las nuevas crisis cambiarias que, únicamente con los modelos anteriores no se podían justificar.

Los modelos de primera generación sostienen que la causa fundamental se sitúa en la incompatibilidad de la política fiscal y monetaria con el compromiso de la política cambiaria. Fruto de la emisión de moneda nacional con la finalidad de financiar el déficit fiscal del gobierno, se desencadena una importante reducción de reservas que termina generando ataques especulativos contra la moneda nacional, concluyendo finalmente en el abandono del sistema cambiario fijo.

A diferencia de los modelos tradicionales, en los cuales se asegura que los mercados son los causantes de la anticipación de la desaparición de la credibilidad en el sistema de tipo de cambio fijo, la segunda generación los identifica como los propios generadores de las crisis cambiarias. Dicho de otra manera, aunque las políticas fiscales y monetarias sean consecuentes con el compromiso del mantenimiento del tipo de cambio, puede generarse un derrumbe del sistema como consecuencia de las expectativas de los agentes que desencadenan ataques especulativos.

Por último, con el interés de analizar las crisis financieras internacionales modernas surgen los modelos de tercera generación. Esta vertiente enfatiza la infravaloración del riesgo vinculado a las inversiones como el principal factor de la sobreinversión, además del excesivo endeudamiento externo y del creciente déficit por cuenta corriente. El efecto del riesgo moral, unido con los problemas de desajuste en los vencimientos y en divisas, incrementan el temor de los acreedores internacionales al incumplimiento del cobro de las deudas contraídas, propiciando una fase de pánico financiero que concluirá en una reversión inesperada de los flujos de capitales ocasionando las crisis financieras y cambiarias.

Por tanto, dependiendo de cuál sea la fuente generadora de las crisis cambiarias, la manera de actuar para prevenirlas será distinta. Si se encuentra suficiente evidencia

empírica que corrobora que un deterioro en los fundamentos macroeconómicos da lugar a episodios de crisis cambiarias, nos podríamos anticipar analizando la evolución de los indicadores económicos correspondientes y realizando un mayor esfuerzo por conseguir políticas económicas sólidas. Si, por el contrario, se muestra que las crisis cambiarias no se desencadenan como consecuencia de unas políticas económicas inconsistentes, sino que el único responsable es la propia especulación autocumplida (*self-fulfilling speculation*), habrá que prestar atención a los indicadores de presión especulativa. Asimismo, con el objetivo de evitar desencadenar desconfianza en el mantenimiento de la paridad central, será necesaria la implementación de una política más fundamentada en el control de la entrada y salida de capitales.

Referencias

- Agénor, P-R. y Masson, P. R. (1999): Credibility, reputation and the mexican peso crisis, *Journal of Money, Credit and Banking*, **31**, 70-84.
- Arenillas, C., Herce, J. A., Ketterer, J. A., Sosvilla, S. y Vegara, D. (1997): II encuesta sobre la UEM Intermoney-FEDEA, *Punto de Mira*, Número Especial, 55-69.
- Baxter, M. (1987): Rational expectations models with censored variables, Working Paper No. 89, University of Rochester.
- Bertola, G. y Svensson, L. E. O. (1993): Stochastic devaluation risk and the empirical fit of target-zone models, *Review of Economic Studies*, **60**, 689-712.
- Blanco, H. y Garber, P. M. (1986): Recurrent devaluation and speculative attacks on the mexican peso, *Journal of Political Economy*, **94**, 148-166.
- Calvo, G. y Mendoza, E. (1996): Mexico's balance-of-payments crisis: a chronicle of a death foretold, *Journal of International Economics*, **41**, 235-283.
- Caramazza, F. (1993): French-german interest rate differentials and time-varying realignment risk, *Staff Papers*, **40**, 567-583.
- Chang, R. y Velasco, A. (1998): Financial crises in emerging markets, Working Paper No. 6606, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Connolly, M. B. y Taylor, D. (1984): The exact timing of the collapse of an exchange rate regime and its impact on the relative price of traded goods, *Journal of Money, Credit and Banking*, **16**, 194-207.
- Corsetti, G., Pesenti, P. y Roubini, N. (1999): Paper tigers? A model of the Asian crisis, *European Economic Review*, **43**, 1211-1236.
- Cumby, R. E. y van Wijnbergen, S. (1989): Financial policy and speculative runs with a crawling peg: Argentina 1979-1981, *Journal of International Economics*, **27**, 111-127.
- Demirgüç-Kunt, A. y Detragiache, E. (1998): The determinants of banking crises in developing and developed countries, *IMF Staff Papers*, **45**, 81-109.
- Diamond, D. y Dybvig, P. (1983): Bank runs, deposit insurance and liquidity, *Journal of Political Economy*, **91**, 401- 419.
- Díaz-Alejandro, C. F. (1985): Good-bye financial repression, hello financial crash, *Journal of Development Economics*, **19**, 1-24.
- Drazen, A. y Masson, P. R. (1994): Credibility of policies versus credibility of policymakers, *Quarterly Journal of Economics*, **109**, 735-754.
- Edin, P. A. y Vredin, A. (1993): Devaluation risk in target zones: evidence from the nordic countries, *Economic Journal*, **103**, 161-75.

- Eichengreen, B. y Wyplosz, C. (1993): The unstable EMS, *Brookings Papers on Economic Activity*, **1**, 51-143.
- Eichengreen, B., Rose, A. y Wyplosz, C. (1995): Exchange market mayhem: the antecedents and aftermath of speculative attacks, *Economic Policy*, **21**, 251-312.
- Flood, R. y Garber, P. (1984): Collapsing exchange-rate regimes: some linear examples, *Journal of International Economics*, **17**, 1-13.
- Girton, L. y Roper, D. (1977): A monetary model of exchange market pressure applied to postwar canadian experience, *American Economic Review*, **67**, 537-548.
- Gómez-Puig, M. y Sosvilla-Rivero, S. (2014): Causality and contagion in EMU sovereign debt markets, de próxima publicación en *International Review of Economics and Finance*.
- Heckman, J. J. (1976): The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited-dependent variables and a simple estimator of such models, *Annals of Economic and Social Measurement*, **8**, 475-492.
- Jeanne, O. (1997): Are currency crises self-fulfilling? A test, *Journal of International Economics*, **43**, 263-286.
- Krugman, P. (1979): A model of balance of payments crises, *Journal of Money, Credit and Banking*, **11**, 311-325.
- Krugman, P. (1996): Are currency crises self-fulfilling?, trabajo preparado para la conferencia anual NBER Macro, 8 y 9 de marzo.
- Krugman, P. (1998): What happened to Asia?, mimeo, MIT, Cambridge, MA.
- Krugman, P. (2000): Crises: the price of globalization?, en *Proceedings of Economic Policy Symposium-Jackson Hole*, Federal Reserve Bank of Kansas City, pp. 75-106.
- Kydland, F. E. y Prescott, E. C. (1977): Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans, *Journal of Political Economy*, **85**, 473-492.
- Ledesma-Rodríguez, F., Navarro-Ibáñez, F., Pérez-Rodríguez, J. y Sosvilla-Rivero, S. (2005a): Assessing the credibility of a target zone: evidence from the EMS, *Applied Economics*, **37**, 2265-2287.
- Masson, P. R. (1995): Gaining and losing ERM credibility: the case of the United Kingdom, *The Economic Journal*, **105**, 571-582.
- Mckinnon, R. I. y Pill, H. (1996): The overborrowing syndrome: are East Asian economies different?, en *Proceedings of Federal Reserve Bank of San Francisco*, pp. 322-355.
- Obstfeld, M. (1986): Rational and self-fulfilling balance-of-payments crises, *American Economic Review*, **76**, 72-81.

Obstfeld, M. y Rogoff, K. (1995): The mirage of fixed exchange rates, *Journal of Economic Perspectives*, **9**, 73-96.

Ötger, I. y Pazarbasioglu, C. (1997): Speculative attacks and macroeconomic fundamentals: evidence from some European currencies, *European Economic Review*, **41**, 847-860.

Ozkan, F. G. y Sutherland, A. (1994): A model of the ERM crisis, Discussion Paper No. 879, Centre for Economic Policy Research, Londres.

Radelet, S. y Sachs, J. (1998): The onset of the East Asian financial crisis, Working paper No. 6680, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Reinhart, C. M. y Kaminsky, G. L. (1999): The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems, *American Economic Review*, **89**, 473-500.

Ripoll-i-Alcón, J. (2003): Crisis cambiarias y ataques especulativos, trabajo elaborado para su exposición en las VII Jornadas de Economía Internacional, organizadas por la Asociación Española de Economía y Finanzas Internacionales y la Universidad de Castilla-La Mancha, 25-27 de junio de 2003.

Rose, A. y Svensson, L. (1994): European exchange rate credibility before the fall, *European Economic Review*, **38**, 1185-1216.

Roger, S. (2010): Veinte años de metas de inflación, *Finanzas & Desarrollo*, **Marzo**, 46-49.

Sachs, J., Tornell, A. y Velasco, A. (1996): Financial crises in emerging markets: the lessons of 1995, *Brookings Papers on Economic Activity*, **1**, 147-217.

Salant, S. W. y Henderson, D. W. (1978): Market anticipation of government policy and the price of gold, *Journal of Political Economy*, **86**, 627-648.

Saqib, O. (2002): Interpreting currency crises a review of theory, evidence and issues, Working Paper No. 303, German Institute for Economic Research (DIW), Berlín.

Sebastián, M. y Sosvilla, S. (1996): Resultados de la encuesta sobre la Unión Económica y Monetaria (UEM), *Punto de Mira*, **4**, 85-103.

Sosvilla-Rivero, S. y Pérez-Bermejo, F. (2003): Credibility and duration in target zones: evidence from the EMS, Working Paper No. 2003-19, Fundación de Estudios de Economía Aplicada, Madrid.

Thomas, A. H. (1994): Expected devaluation and economic fundamentals, *IMF Staff Papers*, **41**, 262-285.

Tronzano, M., Psaradakis, Z. y Martin, S. (2003): Target zone credibility and economic fundamentals, *Economic Modelling*, **20**, 791-807.

Capítulo 7:

MODELOS TEÓRICOS Y EMPÍRICOS SOBRE LAS CRISIS CAMBIARIAS EN PAÍSES PERTENECIENTES A LA UNIÓN EUROPEA Y CANDIDATOS

'Eliminate all other factors, and the one which remains must be the truth.'

Sherlock Holmes

7. 1. Introducción

7. 2. Datos y variables

7. 3. Metodología

7. 4. Estimación de modelos

7. 4. 1. Modelos tradicionales

7. 4. 2. Modelos alternativos

7. 4. 3. Modelo eclético empleando el Análisis de Componentes Principales

7. 4. 4. Modelo eclético empleando algoritmos genéticos

7. 5. Conclusiones

Referencias

Anexo B

7. 1. Introducción

Uno de los temas que ha preocupado y, continúa preocupando, a los economistas es la identificación de los factores desencadenantes de las crisis cambiarias, con la finalidad de evitarlas o, al menos, suavizar su impacto en la sociedad. Dentro de la literatura, se han desarrollado tres grandes corrientes de pensamiento: los “modelos de primera generación”, los “modelos de segunda generación” y los “modelos de tercera generación”⁵⁹. El primer enfoque resalta la inconsistencia entre las políticas fiscales y monetarias con la política cambiaria como el principal argumento generador de las crisis de balanza de pagos. Teniendo en cuenta que el déficit fiscal se financia únicamente a través del crédito interno, el incremento en el endeudamiento provoca unas expectativas de inflación que terminan incidiendo sobre el valor de la moneda nacional. Este escenario supone una reducción en el volumen de reservas internacionales con el objetivo de mantener el equilibrio en el mercado de dinero. Dado el supuesto de expectativas perfectas, los agentes económicos acuden al Banco Central (BC) para evitar sufrir pérdidas de capital. Precisamente, los agentes económicos se encuentran dispuestos a vender activos expresados en moneda doméstica, beneficiándose así del diferencial de los tipos de cambio, alterando por tanto la composición de sus carteras. Cuando estas divisas extranjeras experimenten un descenso considerable y, se aproximen a los niveles mínimos, se pone en entredicho la sostenibilidad del esquema cambiario, desencadenando una transición hacia un régimen cambiario flexible (véanse, por ejemplo, Krugman, 1979 y Flood y Garber, 1984, entre otros).

Sin embargo, esta perspectiva que sirvió en gran medida para explicar las crisis sucedidas en la década de los setenta y ochenta del siglo pasado, verificándose empíricamente por autores como Blanco y Garber (1986) o Cumby y van Wijnbergen (1989), entre otros, no son capaces de justificar las nuevas crisis que comienzan a desarrollarse a principios de la década de los noventa. Esta segunda línea de pensamiento pone especial énfasis en las expectativas de devaluación de los agentes como el factor detonante de las crisis cambiarias. Aunque la economía se caracterice por presentar un deterioro en los fundamentos macroeconómicos, desencadenando

⁵⁹ Para un análisis de esta literatura más pormenorizado, tanto a nivel teórico como empírico, véase el capítulo anterior.

indefinidas políticas expansionistas, esto no es una condición suficiente para provocar el colapso del sistema. Precisamente, el trabajo de Obstfeld (1986) demuestra que, a pesar de estar aplicando unas políticas consistentes con el compromiso cambiario, una alteración en las expectativas puede generar ataques especulativos, propiciando el abandono del sistema. A diferencia de los modelos anteriores, en los cuales los mercados eran considerados claves (porque adelantaban el momento de la crisis vía ataques especulativos), en este caso, los identifica como propios generadores de la misma (“crisis autogeneradas”). Cualquier perturbación en la economía que pueda desencadenar un incremento en las expectativas de inflación, inducirá unas fuertes expectativas de depreciación de la moneda nacional suponiendo un desplome en el volumen de las reservas. Es preciso mencionar que numerosos estudios dentro de esta perspectiva (veáanse, por ejemplo, Sachs *et al.*, 1996, y Jeanne, 1997) no descartan el comportamiento de los fundamentos como un elemento explicativo de las crisis de balanza de pagos, más bien, argumentan cómo se complementan ambas vertientes.

Como consecuencia de la imposibilidad por parte de los dos enfoques previos para explicar las crisis del sureste asiático en 1997, surgen nuevos esquemas interpretativos. Analizando los meses previos a las crisis, estas economías no se caracterizaron por la presencia de déficits elevados ni presiones especulativas, las tasas de paro y de inflación eran reducidas y el crecimiento económico elevado. Con lo cual, se hace evidente la necesidad de encontrar nuevas variables explicativas que sean capaces de explicar el abandono del sistema monetario. Ante la dificultad de las economías emergentes para acceder a los mercados financieros internacionales, se ven obligados a financiar sus proyectos de largo plazo con recursos de corto plazo, principalmente con la captación del ahorro de las familias. Precisamente, Chang y Velasco (1998) y Radelet y Sachs (1998) señalan dicho fenómeno, conocido como desajuste en los vencimientos o *currency mismatch*, como una de las causas de las crisis financieras modernas, ya que dichas economías se convierten muy vulnerables ante una retirada masiva de capitales. Por otra parte, a finales de los noventa, se suprimen restricciones financieras que ocasionan una importante entrada de capitales hacia los países emergentes. Dentro de esta perspectiva, también se identifica al riesgo moral como el principal desencadenante de ese excesivo endeudamiento, empleado para poder cubrir las necesidades de financiación que no pueden ser cubiertas con el ahorro nacional (véanse, Mckinnon y

Pill, 1996 y Corsetti *et al.*, 1999, entre otros). El problema radica en la infravaloración, por parte de los inversores, del riesgo asociado a las inversiones. Esta situación se sostiene como consecuencia del rescate financiero que el gobierno ofrece aun cuando sean proyectos poco o nada rentables. Por tanto, al producirse cualquier perturbación macroeconómica adversa que ponga en riesgo el pago de la deuda contraída alertará a los acreedores extranjeros, evitando la refinanciación de la misma, ocasionando a su vez una reversión súbita de los flujos de capitales. Por otra parte, el incremento en el volumen de reservas que tuvo lugar no fue suficiente para compensar la gran cantidad de dinero que había en circulación, al no ser perfectamente sustituibles. Este desorbitado endeudamiento soportado por estos países, repercute poniendo en riesgo la sostenibilidad del compromiso cambiario, como consecuencia de la expansión de los créditos a corto plazo denominados en moneda extranjera. Este argumento sobre la inconsistencia temporal entre la moneda en la que se llevan a cabo las inversiones y la moneda en la que se denominan las deudas es lo que habitualmente se denomina desajuste en los vencimientos (véase, por ejemplo, Krugman, 2000). Todo este escenario provoca que, al sufrir una perturbación económica se genere un contexto de incertidumbre, al no conocerse si se disponen de los suficientes recursos para afrontar las deudas contraídas, desatándose por tanto una situación de pánico financiero hasta el colapso del sistema.

Este capítulo se estructura de la siguiente manera. La Sección 7. 2 presenta los datos y las variables empleadas en el análisis; por su parte, la Sección 7. 3 recoge la metodología utilizada en primer lugar para contrastar empíricamente la relevancia de los modelos teóricos y empíricos con mayor repercusión en la literatura. A su vez, la Sección 7. 4 ofrece los resultados de las estimaciones de los modelos tradicionales para explicar la elección de los regímenes cambiarios fijos con bandas *de facto* detectadas en el Capítulo 5. Asimismo, se exponen y se interpretan las estimaciones de modelos alternativos y otros modelos ecléticos haciendo uso de técnicas alternativas basadas en la reducción del número de factores redundantes, tales como el Análisis de Componentes Principales y el empleo de algoritmos genéticos. Por último, la Sección 7. 5 ofrece las conclusiones más relevantes de este capítulo.

7. 2. Datos y variables

Al igual que en el capítulo 5, consideraremos a aquellos países que se unieron a la Unión Europea el 1 de mayo de 2004 y el 1 de enero de 2007, así como los candidatos durante el período muestral analizado (1999:01-2012:12).

Teniendo en cuenta que nuestro objetivo en este capítulo es determinar cuáles son los principales factores determinantes que pueden contribuir a explicar la probabilidad de que un determinado país de nuestra muestra decida adoptar y mantener un régimen de tipos de cambio fijo es necesario explicar con detalle nuestra variable dependiente. Como medida de robustez, se considerarán tres alternativas distintas para la variable objeto de estudio, cuya construcción se realizará a través de los procedimientos recursivos expuestos en profundidad en el Capítulo 5 [método de Reinhart y Rogoff (2004), Ledesma *et al.* (2005a) y Ledesma *et al.* (2005b)]. A la primera variable dependiente la denotaremos como “*peg_rr*”, la que presta atención a la significación de la probabilidad de las variaciones porcentuales del tipo de cambio recibe el nombre de “*peg_sig_rr*” y, finalmente, la tercera se denota por “*peg_ledesma*”. Con el propósito de contrastar la sensibilidad de los resultados ante distintos esquemas de formación de expectativas, también estimamos oportuno examinar tres posibles tipos de formación de expectativas: retrospectivas, instantáneas y orientadas hacia el futuro. Por expectativas retrospectivas entenderemos que los agentes económicos toman sus decisiones tomando en consideración la evolución pasada de las principales variables macroeconómicas, mientras que las expectativas instantáneas se centrarán en la evolución presente de las mismas. Por último, las expectativas orientadas al futuro hacen referencia a unos agentes económicos con una excelente capacidad de previsión sobre la evolución futura de estas variables, incorporando tal evolución en la toma de sus decisiones actuales.

En relación a los potenciales condicionantes se considera un amplio grupo de variables explicativas proporcionadas por los trabajos más relevantes de esta literatura englobándose en variables reales, monetarias, de competitividad, fiscales y de presiones especulativas. Además hemos considerado relevante analizar y cuantificar el impacto que las variables políticas, institucionales y de confianza de los agentes económicos

puede repercutir sobre la probabilidad de interés. Todo este conjunto de variables se encuentra explicado en detalle en el Anexo B. 1.

7. 3. Metodología

Teniendo en cuenta el objetivo de este capítulo y la naturaleza de nuestros datos, es necesario aplicar una metodología fundamentada en el uso de modelos no lineales, en concreto Logit y Probit, en datos de panel. El argumento a favor de esta decisión se basa en la consideración tanto de la dimensión temporal como de sección cruzada conjuntamente con la no linealidad que implica la propia variable dependiente objeto de estudio. Por esta razón, comenzaremos realizando un breve repaso de los modelos no lineales en datos de sección cruzada, para a continuación, centrarnos en las principales ventajas econométricas de aplicar datos de panel.

La econometría tradicional suele suponer que el valor esperado de la variable dependiente condicionada a las variables explicativas se puede expresar como una función $f(.)$ lineal de las mismas:

$$E(Y|X) = f(X)$$

Sin embargo, el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) presenta una debilidad importante al no considerar otro tipo de relaciones entre las mismas, descartando así la no linealidad. Dicha carencia se solventa con los modelos de elección discreta, gracias a la aplicación del método de Máxima Verosimilitud (MV)⁶⁰. Esta metodología alternativa permite la modelización del comportamiento de aquellas variables cualitativas que se caracterizan por presentar un número finito de opciones posibles, al tiempo que considera la posibilidad de múltiples modelos. A grandes rasgos podemos distinguir entre los modelos de respuesta dicotómica y los denominados modelos de respuesta múltiple. Todo ello se encuentra determinado por el número de opciones excluyentes que puede adoptar la variable dependiente.

⁶⁰ Este procedimiento se basa en el planteamiento de que la variable dependiente es una variable aleatoria. Al suponer una determinada función de distribución (ya sea normal o logística, entre otras), su objetivo es estimar los parámetros asociados a dicha función de probabilidad.

En nuestro caso particular, la variable dependiente es binaria, por lo que únicamente presenta dos categorías: el régimen cambiario es fijo frente al régimen cambiario es flexible. Dado que es imprescindible la codificación de la variable endógena en este tipo de técnicas econométricas, procedemos a asignar el valor 1 a todas aquellas economías que en el mes analizado dispongan de un sistema fijo y el valor 0 a aquellas que hayan adoptado un régimen flexible. Para determinar en cada momento del tiempo el régimen *de facto* que los países están implementando, hemos empleado los procedimientos recursivos explicados con detalle en el capítulo quinto de esta tesis. Por tanto, como consecuencia de que la relación entre la variable dependiente y sus determinantes sin lugar a dudas es no lineal, se pone de manifiesto la necesidad de emplear el método de MV para la correcta estimación de los parámetros del modelo.

En lo que respecta a la interpretación estructural de los modelos de elección discreta, habitualmente se consideran dos perspectivas: la primera, se basa en la modelización de una variable latente (inobservable) y la segunda, centra su atención en la teoría de la utilidad aleatoria, en cuyo caso el individuo (o país, en nuestro caso) seleccionará aquella opción que le reporte una mayor utilidad esperada.

El primer enfoque afirma que la variable dependiente tomará el valor 1 siempre y cuando la variable latente (Y_i^*) supere un determinado nivel (también conocido como punto de corte⁶¹), en caso contrario será 0:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_i^* > 0 \\ 0 & \text{si } Y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Esta pauta de comportamiento se encuentra sujeta a la influencia de un conjunto de variables explicativas sobre la variable latente, tal y como se refleja en la siguiente expresión:

$$Y_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i$$

⁶¹ Comúnmente al punto de corte se le suele asignar el valor cero.

Asimismo, la probabilidad de ocurrencia de que el país i -ésimo mantenga un régimen cambiario fijo (p_i) se encuentra definida de la siguiente manera:

$$p_i = P(Y_i = 1) = P(Y_i^* > 0) = P(x_i'\beta + \varepsilon_i > 0) = P(\varepsilon_i > -x_i'\beta) = F(x_i'\beta)$$

Ahora bien, dependiendo del supuesto sobre la distribución de ε_i , se generará una amplia variedad de modelos. A lo largo de este epígrafe metodológico, se describirán con mayor detalle aquéllos que mayor repercusión presentan dentro de este contexto, teniendo presente que cada uno de los países se enfrenta a alternativas dicotómicas. A modo introductorio, cuando se supone una distribución logística nos encontramos en presencia de un modelo Logit. Si, por el contrario, la distribución asociada al término de error se supone normal con media cero y varianza uno, el modelo seleccionado será un Probit.

El segundo enfoque se caracteriza por emplear uno de los planteamientos con mayor aplicación ante la necesidad de justificar la elección de los agentes cuando se enfrentan a diversas alternativas discretas. Este paradigma teórico de la utilidad aleatoria, parte de la hipótesis de la existencia de un consumidor racional que representa el comportamiento medio del resto de la sociedad [véanse, por ejemplo, McFadden (1974) y Domencich y McFadden (1975)]. Esto quiere decir que, el individuo considera las distintas alternativas posibles⁶², asignándoles a cada una de ellas un determinado nivel de satisfacción y, dadas sus restricciones (sean del tipo que sean) tendrá que maximizar su utilidad (*homo economicus*). En nuestro caso, el individuo relevante sería el BC que se enfrenta a la elección de un determinado régimen cambiario. Simplificando el problema y, a modo de comparación con el enfoque anterior, vamos a considerar dos posibles opciones ($j=0,1$); de esta manera el nivel de utilidad para la autoridad monetaria de cada país, vinculado a cada una de ellas, se denota como U_{i0} y U_{i1}

⁶² Es preciso enfatizar el supuesto implícito que se encuentra dentro de la teoría de la utilidad aleatoria: los residuos se distribuyen de forma independiente e idénticamente distribuidos (*iid*). Esto significa que las alternativas han de ser definidas de forma que sean totalmente excluyentes, es decir, sin que exista ningún tipo de correlación entre las mismas. En nuestro caso particular, se cumple este requisito.

respectivamente. Según dicho razonamiento, a continuación se plantean las condiciones bajo las cuales el país adoptaría cada una de las alternativas:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } U_{i1} > U_{i0} \\ 0 & \text{si } U_{i0} < U_{i1} \end{cases}$$

esto indica que el BC del país adoptará la alternativa 1, siempre y cuando, la utilidad asociada a dicha opción (U_{i1}) sea superior a la que aporta su complementaria (U_{i0}), y viceversa. Al igual que en el enfoque previo, donde la variable latente dependía de las variables exógenas, esta perspectiva igualmente considera que las características propias del país y de la elección, o también conocidas como los elementos sistemáticos (V_{ij}), condicionan el nivel de utilidad asignada a cada alternativa:

$$U_{i0} = V_{i0} + \varepsilon_{i0}$$

$$U_{i1} = V_{i1} + \varepsilon_{i1}$$

Sin embargo, no sólo se encuentra limitado por el comportamiento de estas variables cuantificables, sino que además, se ve afectado por el elemento aleatorio (ε_{ij}). La modelización de dicha función de utilidad de forma estocástica se debe a un comportamiento bastante frecuente en la realidad. Imaginemos por ejemplo dos países que se enfrentan a una misma decisión y que, a pesar de disponer de las mismas características económicas y atributos de las alternativas, sus autoridades monetarias deciden adoptar opciones diferentes. Es precisamente en este escenario donde se acude a la teoría probabilística con la finalidad de incorporar esos atributos no observables por el investigador y que, en definitiva, influyen sobre la decisión de los agentes. Por tanto, este componente idiosincrático engloba no sólo los errores de medición de las características, sino además los gustos o preferencias inobservables propias de la economía en cuestión.

Bajo esta perspectiva, la probabilidad de ocurrencia para el país i -ésimo de adoptar un régimen cambiario fijo se puede definir como:

$$p_i = P(U_{i1} > U_{i0}) = P(V_{i1} + \varepsilon_{i1} > V_{i0} + \varepsilon_{i0}) = P(\varepsilon_{i0} - \varepsilon_{i1} < V_{i1} - V_{i0}) = \\ = F(V_{i1} - V_{i0})$$

Al igual que en el enfoque anterior, dependiendo de la forma funcional que se suponga para la función de probabilidad del modelo (F) nos situaremos en un modelo u otro. Es preciso aclarar que, han sido las numerosas ventajas asociadas a los modelos Logit y Probit, lo que nos ha hecho decantarnos a favor de esta metodología, renunciando desde un principio la posibilidad de considerar el Modelo Lineal de Probabilidades (MLP) dadas sus limitaciones. Por mencionar las más destacables, en primer lugar, los estimadores de ambos modelos (Logit y Probit) se obtienen a partir de métodos de optimización numéricos, garantizando así la correcta estimación de los parámetros. En segundo lugar, son capaces de asegurar que las predicciones de las probabilidades se encuentran comprendidas en el intervalo esperado $[0,1]$. Además, subsanan otra debilidad de la estimación por MCO del modelo MLP, ya que en éste, la probabilidad se incrementa linealmente con los valores de las variables explicativas. Finalmente, estos modelos no lineales en los parámetros, a diferencia del MLP, no presentan problemas de heterocedasticidad ni de ausencia de normalidad en las perturbaciones. Todo ello implica que, se puede llevar a cabo la inferencia estadística con la seguridad de que se satisfacen los resultados asintóticos.

A continuación, exponemos la especificación concreta de la función de probabilidad para cada uno de los modelos anteriores, siendo necesaria para la posterior comprensión de los coeficientes, efectos marginales y demás resultados presentados en este capítulo. Suponiendo que F es una función logística para el modelo Logit, la probabilidad de que un país adopte un régimen de tipos de cambio fijos es la siguiente:

$$p_i = P(Y_i = 1) = F(x_i'\beta) = \Lambda(x_i'\beta) = \frac{e^{x_i'\beta}}{1 + e^{x_i'\beta}} = \frac{1}{1 + e^{-(x_i'\beta)}}$$

donde $\Lambda(\cdot)$ es la función de distribución logística.

Análogamente, la probabilidad de decantarse por la primera alternativa en un modelo Probit se encuentra condicionada a la función de distribución estándar:

$$p_i = P(Y_i = 1) = F(x_i'\beta) = \Phi(x_i'\beta) = \int_{-\infty}^{x_i'\beta} \phi(t) dt = \int_{-\infty}^{x_i'\beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

donde $\phi(\cdot)$ y $\Phi(\cdot)$ representan la función de distribución de densidad y la de distribución normal acumulada, respectivamente.

Ante esta dicotomía de modelos, uno podría cuestionarse si existen diferencias notables entre ellos, sabiendo que ambos emplean el método de máxima verosimilitud para su estimación⁶³. Según Ameniya (1981), los parámetros estimados presentan las siguientes relaciones para los tres modelos mencionados hasta ahora:

$$\hat{\beta}_{PROBIT} \cong 2.5 \hat{\beta}_{MCO}$$

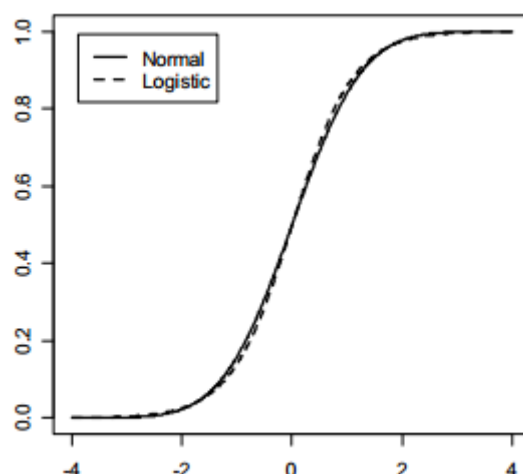
$$\hat{\beta}_{LOGIT} \cong 4 \hat{\beta}_{MCO}$$

$$\hat{\beta}_{LOGIT} \cong 1.6 \hat{\beta}_{PROBIT}$$

A pesar de que los coeficientes estimados entre los modelos Logit y Probit son diferentes en magnitud, ambos suponen implicaciones muy similares. Tal discrepancia es consecuencia de la especificación de la función de probabilidad. De hecho, como se puede apreciar en el Gráfico 7. 1, las funciones de distribución para ambos son muy similares en los valores centrales de las variables exógenas; únicamente se alejan en las colas de la distribución:

⁶³ A diferencia del modelo MLP, cuyos parámetros son estimados por el método de MCO, propio de la econometría lineal.

Gráfico 7. 1: Funciones de distribución acumulada de la normal y de la logística



Fuente: Fox (2010).

En los modelos no lineales, como es nuestro caso, los coeficientes estimados no se pueden interpretar como habitualmente se realiza en la econometría tradicional: los β_j no coinciden con la variación de la variable dependiente ante un incremento infinitesimal de una determinada variable explicativa:

$$\beta_j \neq \frac{\partial E(Y|X)}{\partial x_j}$$

Sin embargo, si la media condicional de la variable endógena presenta una forma de un único índice (*single-index form*):

$$E(Y|X) = m(X'\beta)$$

se conseguiría exactamente la misma interpretación del efecto marginal a la que estamos acostumbrados, a partir de la siguiente expresión:

$$ME_j = m'(X'\beta) * \beta_j$$

donde $m'(X'\beta)$ es la derivada de $m(X'\beta)$ con respecto a $X'\beta$.

A partir de este procedimiento se concluye que, si esta función es monótona creciente ($m'(X'\beta) > 0$), entonces el signo de los coeficientes estimados ($\tilde{\beta}_j$) sirve para explicar el sentido del cambio en la variable dependiente. Dicho de otra manera: si el signo es positivo (negativo) se interpreta como el incremento (reducción) en la probabilidad de ocurrencia ante una variación de la variable exógena que se analice.

Puede que no sólo estemos interesados en analizar el signo, sino que además nos preocupemos por el efecto de la alteración de la variable explicativa sobre la magnitud del cambio en la probabilidad, en cuyo caso, habrá que proceder al cálculo explícito de los efectos marginales. Para ello, la $m'(X'\beta)$ adoptará la especificación de la función de densidad de las distribuciones logística ($\lambda(.)$) y de la normal estándar ($\phi(.)$) para el modelo Logit y Probit, respectivamente:

$$\frac{\partial P(Y_i = 1)}{\partial x_j} = \frac{\partial E(Y_i|X)}{\partial x_j} = \frac{\partial \Lambda(X_i'\beta)}{\partial x_j} = \lambda(X_i'\beta) * \beta_j$$

$$\frac{\partial P(Y_i = 1)}{\partial x_j} = \frac{\partial E(Y_i|X)}{\partial x_j} = \frac{\partial \Phi(X_i'\beta)}{\partial x_j} = \phi(X_i'\beta) * \beta_j$$

Un aspecto a tener en cuenta es que al suponer una relación no lineal entre la variable objeto de estudio y los regresores, la magnitud del efecto sobre la probabilidad se encuentra sujeta al punto de partida de las X . Esta situación obliga a cuestionarnos en qué valores de las variables independientes hemos de evaluar los efectos parciales. Normalmente, esta decisión se adopta en función del interés del investigador, destacando tres vertientes fundamentales. Una de las opciones para calcular el impacto que una determinada variación en un regresor puede suponer sobre la probabilidad es evaluar el resto de las variables explicativas en un valor particular⁶⁴ ($X = X^*$). La segunda alternativa obtiene el efecto marginal evaluando cada una de las variables exógenas en la media de cada una de ellas ($X = \bar{X}$). A modo de ejemplo para el modelo Logit, primero se ha de determinar la probabilidad en los valores medios:

⁶⁴ Dicho valor suele estar asociado a momentos de la distribución interesantes de las explicativas, tales como el mínimo, el máximo, los cuartiles, etc., o simplemente se encuentran determinados por la evaluación de determinadas políticas.

$$P(Y = 1|X = \bar{X}) = P(Y = 1|X = \bar{x}_1, \bar{x}_2, \dots, \bar{x}_j) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 \bar{x}_1 + \beta_2 \bar{x}_2 + \dots + \beta_j \bar{x}_j)}}$$

Y, seguidamente, se continúa con el cálculo de la derivada parcial respecto a la variable explicativa que sea de interés. Finalmente, la última perspectiva considera todos los valores exactos de las variables independientes, logrando un efecto parcial específico para cada individuo:

$$P(Y_i = 1|X = X_i) = P(Y_i = 1|X = x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ij}) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_j x_{ij})}}$$

A diferencia de la segunda alternativa, el subíndice i indica que tenemos una probabilidad asignada para cada país. A continuación, se calcula el efecto marginal propio de todas las economías y, por último, se genera la media de los efectos, consiguiendo un efecto global⁶⁵. En el caso particular del modelo Probit, el procedimiento es análogo.

Según Cameron y Trivedi (2010), las tres posibilidades para calcular los efectos marginales difieren notablemente en el escenario de modelos no lineales. Afirman que, el comportamiento medio de los países se diferencia considerablemente de la conducta de los países en media. Por tanto, la pregunta relevante sería ¿cuál de los tres procedimientos es el más adecuado? Habitualmente, en la literatura se emplea aquél que evalúa en la media las variables explicativas (EMM); sin embargo para cuestiones relacionadas con la evaluación de políticas, la tendencia de los investigadores es valorarlo en un vector de variables en concreto, o bien acudir a la media de los efectos marginales (MEM). Teniendo en cuenta que nuestro objetivo es establecer cómo afectan determinadas variables sobre la probabilidad de si la autoridad monetaria adopta un régimen fijo o flexible consideraremos la última alternativa como la más adecuada.

⁶⁵ Para un detalle más pormenorizado de las dos últimas alternativas, véase, por ejemplo, Bartus (2005).

Una vez explicada la base de los modelos Logit y Probit, hemos considerado necesario destacar los aspectos más importantes de los modelos lineales de datos de panel antes de proceder a los no lineales. La justificación de esta decisión radica en el hecho de que algunos aspectos son similares, facilitando su posterior comprensión. De esta manera, nos permitirá afianzar los cimientos, entendiendo a su vez con mayor precisión las principales diferencias entre ambos modelos.

Normalmente, este tipo de modelos que contemplan tanto la dimensión temporal como la de sección cruzada, porque realizan un seguimiento de cada unidad de corte transversal a lo largo del tiempo, se expresa de la siguiente manera:

$$y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + e_{it} \quad , \quad i = 1, \dots, N ; t = 1, \dots, T$$

donde el subíndice i representa al individuo, país, empresa, etc. y t denota el tiempo. Además β es un vector $J \times 1$ y X_{it} denota el valor de cada una de las J variables explicativas en cada momento del tiempo (t) para cada individuo (i). Una de las principales novedades que los modelos de datos de panel ofrecen es la posibilidad de incorporar el efecto específico del individuo (país en nuestro caso) representado como α_i . Es necesario destacar que los países son heterogéneos y que, a pesar de presentar las mismas características, pueden manifestar comportamientos completamente opuestos.

Además del control sobre la heterogeneidad individual, que evita a su vez la obtención de estimaciones sesgadas, Baltagi (2008) señala numerosas ventajas de considerar la doble dimensión. Entre ellas, cabe destacar la posibilidad de ajustar modelos dinámicos, la menor colinealidad entre las variables, la mayor eficiencia⁶⁶, la eliminación del sesgo de agregación cuando se trabajan con modelos de agentes representativos en series temporales, la capacidad de identificar comportamientos que los datos únicamente de series temporales o de sección cruzada no los detecta, etc.

⁶⁶ En términos estadísticos, la eficiencia supone la obtención de unos estimadores más robustos y precisos, ya que garantizan tener la menor varianza.

En ocasiones la expresión del modelo anterior se simplifica en la especificación comúnmente denominada agregada (*Pooled*) o de datos agrupados:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + e_{it} \quad , i = 1, \dots, N ; t = 1, \dots, T$$

en la cual se supone que los regresores se encuentran incorrelados con e_{it} . Precisamente, la estimación del modelo se logra a través de la técnica de MCO. Sin embargo, también puede presentar una gran debilidad, debido a que la inferencia puede verse afectada, ya sea porque los errores de un mismo individuo se encuentren correlacionados en momentos distintos del tiempo, o bien, por la existencia de correlación entre las unidades de sección cruzada.

Otro modelo perteneciente a la literatura de datos de panel es el conocido como *between effects* (BE) o entre-grupos, fundamentado únicamente en la variación de sección cruzada. Consiste en aplicar MCO a la siguiente expresión en medias:

$$\bar{y}_i = \alpha_i + \beta \bar{x}_i + \bar{e}_i$$

No obstante, a pesar de la imposibilidad de obtener las estimaciones para aquellas variables que no varían entre los individuos, existe una debilidad aún mayor por la cual hemos descartado la aplicación de este modelo en nuestro análisis. En concreto, los estimadores agregado (*Pooled*) y de efectos aleatorios (que más adelante explicaremos con detalle) son más eficientes que el BE, ya que este último elimina la variación en el tiempo tanto de las variables independientes como de la endógena, por este motivo raramente se aplica esta variante.

Dependiendo de los supuestos que se adopten entre los efectos específicos individuales y las variables explicativas, estaremos en presencia de un modelo de efectos fijos (EF) o en un modelo de efectos aleatorios (EA). Sin embargo, es preciso matizar un rasgo

común, que en ocasiones lleva a confusión: el efecto individual α_i , que es inobservable por el investigador, es aleatorio en ambos modelos.

El supuesto de partida, que supone un mayor grado de complejidad en los modelos de EF, es la posibilidad de que los efectos propios de los países puedan estar correlacionados con los regresores. Al ser posible estimar de forma conjunta $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_N$ y β ; cuando $N \rightarrow \infty$ podríamos incurrir en el problema de parámetros incidentales (*incidental-parameters*). La razón se debe a que, a través de este procedimiento, se pretende estimar una gran cuantía de efectos invariantes en el tiempo, reduciendo así el número de grados de libertad del modelo. Con la finalidad de solventar dicha debilidad y obtener unos parámetros consistentes⁶⁷, se acude al principio de regresión particionada desechando así los “parámetros despreciables” (*nuisance parameters*) y obteniendo únicamente los coeficientes asociados al efecto de las variables explicativas sobre la dependiente (β).

El procedimiento es sencillo: en primer lugar, se calculan las medias de la variable dependiente, de las independientes y del término de error a lo largo del tiempo⁶⁸ (eliminando así el subíndice del tiempo en la regresión). Y a continuación al modelo inicial con efectos individuales específicos se le substraen sus correspondientes medias:

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + (e_{it} - \bar{e}_i)$$

Una vez se han conseguido eliminar dichos efectos individuales, el método de estimación MCO sobre el modelo transformado en desviaciones respecto a la media genera unas estimaciones consistentes de los β . De esta forma, el estimador intra-grupos (*within groups estimator*) se puede calcular a partir de la siguiente expresión:

⁶⁷ Recordemos que la consistencia es una propiedad estadística deseable, ya que significa que el estimador converge al verdadero valor del parámetro a medida que el tamaño muestral se incrementa ($N \rightarrow \infty$).

⁶⁸ A modo de ejemplo la media para cualquier variable explicativa: $\bar{x}_i = \frac{\sum_{t=1}^{T_i} x_{it}}{T_i}$.

$$\hat{\beta}_{EF} = \left(\sum_i \sum_t (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i) \right)^{-1} \left(\sum_i \sum_t (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \right)$$

Este mismo resultado se alcanza cuando al modelo original, en el cual se regresa y_{it} sobre x_{it} , se controla por los efectos individuales no observados añadiendo una variable ficticia binaria o dummy ($d_{i,it}$) para cada país de la muestra:

$$y_{it} = \left(\sum_{i=1}^N \alpha_i d_{i,it} \right) + x'_{it} \beta + e_{it}$$

Esta equivalencia entre el estimador intra-grupos o de EF y el estimador asociado al MCO con variables ficticias sólo se aplica en los modelos lineales⁶⁹. He aquí una de las principales diferencias con respecto a los modelos no lineales, en cuyo caso los resultados de ambas especificaciones no son comparables.

Cabe mencionar que la técnica de la estimación por EF supone una gran ventaja, pero también incurre en un inconveniente: no proporciona las estimaciones asociadas a aquellas variables explicativas invariantes en el tiempo. La razón es la siguiente: imaginemos por ejemplo, una variable independiente que para el mismo individuo toma un único valor, con independencia del período temporal. Al realizar la media, seguirá mostrando el mismo valor y, tal y como se puede deducir de la expresión anterior, la resta será cero. Este argumento, pone de manifiesto la elevada imprecisión que puede hallarse cuando se incorporan variables explicativas que varían muy poco a lo largo del tiempo (Cameron y Trivedi, 2010). En este caso particular, es más apropiado el uso de modelos de datos de panel estimados por efectos aleatorios. La literatura ofrece otro tipo de argumentos, que desde un principio apoyan la estimación por EA, entre ellos se encuentra el elevado número de unidades muestrales (i), la inexistencia de un patrón

⁶⁹ Un método que también permite obtener la estimación consistente para los β es el procedimiento encargado de eliminar los efectos específicos individuales restándole a cada observación en el tiempo, su variable correspondiente retardada un período. Esta técnica recibe el nombre de método de primeras diferencias y, la propiedad de interés para los estimadores, se consigue aplicando MCO a la siguiente regresión:

$$(y_{it} - y_{i,t-1}) = (x_{it} - x_{i,t-1})' \beta + (e_{it} - e_{i,t-1})$$

sistemático en los efectos individuales o bien, que el diferente comportamiento entre los países no sólo se justifique como alteraciones en la constante.

En el modelo de EA se realiza el supuesto de que los efectos específicos de los países son puramente aleatorios. Este supuesto implica que estos elementos pasen a formar parte del término de error, generando así un nuevo error compuesto por el término de error idiosincrático (e_{it}) y por el elemento invariante en el tiempo (α_i). De esta manera parece lógico que no pueda existir ningún tipo de correlación con las variables explicativas, siendo éste otro de los requisitos para poderse aplicar este método de estimación, porque estos efectos individuales condicionan el comportamiento del nuevo error ($\alpha_i + e_{it} = v_{it}$). Por tanto, la especificación del modelo se puede expresar de la siguiente manera:

$$y_{it} = x_{it}'\beta + v_{it}$$

donde $\alpha_i \sim (\alpha, \sigma_\alpha^2)$ y $e_{it} \sim (0, \sigma_e^2)$. Asimismo, la varianza del nuevo error es: $Var(v_{it}) = \sigma_\alpha^2 + \sigma_e^2$ y su covarianza: $Cov(v_{it}, v_{is}) = \sigma_\alpha^2, \forall s \neq t$, elementos que formarán parte de la matriz de varianzas y covarianzas (Ω). Todo ello implica la posibilidad de correlación serial, donde los errores para un mismo individuo en diferentes momentos del tiempo pueden estar correlacionados, tal y como se corrobora en el cálculo de la correlación intraclases:

$$\rho_v = Corr(v_{it}, v_{is}) = \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_e^2}, \quad \forall s \neq t$$

Por esta razón, el estimador asociado a los EA utiliza Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (MCGF)⁷⁰, como método de estimación, no sólo para garantizar la consistencia sino también la eficiencia. Según Hausman y Taylor (1981), dicho estimador consiste en aplicar MCO al siguiente modelo transformado:

⁷⁰ La principal diferencia respecto del estimador MCG se encuentra en el hecho de que la matriz omega (Ω), encargada de llevar a cabo las transformaciones de las variables, es conocida, mientras que en el estimador MCGF dicha matriz ha de ser estimada al ser desconocida.

$$(y_{it} - \hat{\theta}_i \bar{y}_i) = \alpha(1 - \hat{\theta}_i) + (X_{it} - \hat{\theta}_i \bar{X}_i)\beta + \alpha_i(1 - \hat{\theta}_i) + (e_{it} - \hat{\theta}_i \bar{e}_i)$$

donde $\hat{\theta}_i$ es un estimador consistente de: $\theta_i = 1 - \sqrt{\frac{\sigma_e^2}{(T\sigma_\alpha^2 + \sigma_e^2)}}$. Como en este caso particular es necesario estimar (Ω) , en Stata hemos empleado los siguientes estimadores para σ_e^2 y σ_α^2 :

$$\hat{\sigma}_e^2 = \frac{SCR_{EF}}{nT - n - k} = \frac{\sum_i \sum_t (\hat{e}_{it} - \hat{\bar{e}}_i)^2}{nT - n - k}$$

$$\hat{\sigma}_\alpha^2 = \hat{\sigma}_{BE}^2 = \frac{\sum_t (\hat{\bar{e}}_i - \hat{\alpha}_i)^2}{N - k} - \frac{\hat{\sigma}_e^2}{T}$$

De forma resumida, el procedimiento consiste en estimar los parámetros a través de la especificación por EF para seguidamente a partir de los residuos del modelo estimar σ_e^2 . A continuación, se emplea el estimador BE para obtener los parámetros y, nuevamente basándose en los residuos se estima σ_α^2 . Con todos estos elementos, ya se puede especificar la matriz omega (Ω) y así obtener el estimador por EA o también conocido como estimador de BN por Balestra y Nerlove (1966):

$$\hat{\beta}_{MCGF} = \left(\sum_i X_i' \Omega^{-1} X_i \right)^{-1} \left(\sum_i X_i' \Omega^{-1} Y_i \right)$$

De hecho, a partir del estimador de efectos aleatorios, uno es capaz de conseguir casos particulares como el estimador agregado (*Pooled*) o el intra-grupos, siempre y cuando θ_i tienda a cero y a uno, respectivamente.

Una de las principales ventajas que se venía anticipando es la capacidad que presenta este tipo de modelos para estimar los coeficientes y efectos marginales de aquellos regresores invariantes en el tiempo. La justificación radica en la consideración de la variación tanto *within* como *between* dentro de la muestra analizada. Dicho de otra manera, tienen en cuenta no sólo la variación entre individuos para una fecha en

concreto (variación *between*), sino que además incorporan la variación en el tiempo para un mismo individuo (variación *within*), recogiendo más información y enriqueciendo así las conclusiones del trabajo.

A continuación, presentaremos cuáles son los principales criterios que habitualmente se emplean con el propósito de seleccionar el modelo más apropiado para la muestra objeto de estudio. Uno de los errores que hay que evitar cometer es pensar que por el hecho de disponer de una base de datos de panel siempre se ha de incorporar los efectos específicos de los individuos, ya sean estimados a través de EF o por EA. Es por ello que la primera pregunta que debemos plantearnos es si hemos de omitir la dimensión temporal y la transversal, para trabajar con datos agrupados o, por el contrario, es conveniente controlar por la heterogeneidad individual inobservable para el investigador. La respuesta a dicha cuestión se resuelve aplicando el contraste del Multiplicador de Lagrange para datos de panel, para efectos aleatorios propuesto por Breusch y Pagan (1980). La hipótesis nula (H_0) de este estadístico es que la varianza del efecto individual es cero ($\sigma_u^2 = 0$), donde $\alpha_i = \alpha + u_i$. De esta manera, si no existe suficiente evidencia empírica para rechazar H_0 , quiere decir que el efecto propio de cada individuo es el mismo para todos, lo cual significa que es más adecuado estimar un modelo con datos agregados (*Pooled*). Esta conclusión implica que la estimación se lleva a cabo por MCO, siendo las estimaciones de los parámetros consistentes y eficientes. Por el contrario, si se rechaza la hipótesis nula, es indispensable introducir la heterogeneidad individual en el modelo, ya que existe una constante significativamente distinta para cada uno de ellos. En este caso particular, el modelo se estimará por EA como consecuencia de que estos efectos individuales son aleatorios y no fijos.

Otro contraste que se puede aplicar sin ningún tipo de problema en los modelos lineales de datos de panel es la prueba de homogeneidad, caracterizada por la siguiente hipótesis nula: $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{N-1} = 0$. Este contraste también ayuda a esclarecer la pregunta anterior de si debemos seleccionar un modelo con datos agrupados o debemos decantarnos por un modelo de datos de panel, en este caso, estimados por EF. Este

contraste se fundamenta en un estadístico F de restricciones, cuyo estadístico de contraste y su distribución bajo la hipótesis nula es la siguiente:

$$F_0 = \frac{(SCR_R - SCR_{NR})/(N - 1)}{SCR_{NR}/(NT - N - K)} \sim F_{N-1, N(T-1)-K}$$

donde SCR_R y SCR_{NR} representan la suma de cuadrados residuales que se obtiene por MCO del modelo restringido (modelo agregado) y sin restringir (modelo por EF), respectivamente. K se corresponde con el número de parámetros a estimar y NT es el número total de observaciones (número de individuos por el período temporal). Este contraste de Chow (1960) pone de manifiesto que ante un rechazo de la hipótesis nula, se refuerza el argumento de la importancia de considerar los efectos específicos de los individuos, corroborando la necesidad de estimar un modelo de datos de panel por EF.

Sin embargo, cuando se ha descartado el modelo agrupado, es imprescindible valorar cuál de los dos modelos es mejor: si el estimado por EF o por EA. Para ello, la herramienta aplicada por excelencia es el contraste de Hausman (1978). Este procedimiento nos va a permitir aclarar si la heterogeneidad no observada se encuentra correlacionada o no con las variables explicativas. La razón de este análisis es la siguiente: si existiera correlación entre las mismas y no se incorporaran los efectos individuales inobservables en el modelo (estimando por EF), se produciría un sesgo de variables omitidas, dando lugar a coeficientes sesgados e inconsistentes tanto en el modelo agregado (*Pooled*) como en el de EA. Si por el contrario, se confirma la carencia de correlación entre ellas, tanto el estimador por EF como por EA cumplirían la propiedad de consistencia; aunque en este caso el de EA sería el más adecuado, por ser el más eficiente al tener un menor número de parámetros que estimar.

Por tanto, si la hipótesis nula es la inexistencia de correlación entre los α_i y las x_{it} , esto es, según Hausman (1978), equivalente a contrastar la igualdad entre los parámetros estimados por EF ($\hat{\beta}_{EF}$) y los estimados por MCGF ($\hat{\beta}_{MCGF}$). A modo de resumen, el Anexo B. 2 presenta los aspectos más relevantes a tener en cuenta.

El estadístico necesario para realizar el contraste se distribuye como una χ_k^2 , y presenta la siguiente expresión:

$$h_0 = (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{MCGF})' (\hat{V}_{EF} - \hat{V}_{MCGF})^{-1} (\hat{\beta}_{EF} - \hat{\beta}_{MCGF})$$

donde $\hat{V}_{EF} - \hat{V}_{MCGF}$ es la diferencia entre las matrices de varianzas y covarianzas de los respectivos estimadores.

Tras esta introducción de los modelos de datos de panel en el contexto lineal, que nos ha servido para familiarizarnos con la notación, metodología e interpretación de los aspectos más relevantes, procedemos a centrarnos en los modelos de datos de panel en el escenario no lineal. Habitualmente, el modelo paramétrico suele ser especificado en función de la densidad condicional:

$$f(y_{it}|\alpha_i, x_{it}) = f(y_{it}, \alpha_i + x_{it}'\beta, \delta), \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T_i$$

donde α_i representa los efectos específicos individuales que siguen presentando las mismas características (inobservables e invariantes en el tiempo) y δ hace referencia a los parámetros adicionales del modelo, como puede ser la varianza.

Al igual que en el entorno lineal, el disponer de una estructura de datos de panel no supone la introducción a priori de la heterogeneidad no observada en la estimación del modelo. En este contexto no lineal sucede lo mismo, será imprescindible aplicar una serie de contrastes que ayuden a desentrañar cuál es el modelo que mejor se ajusta a la muestra disponible. Sin embargo, antes de proseguir, conviene tener presente las diferencias y similitudes con respecto tanto a los modelos lineales de datos de panel, como a los no lineales (Logit/Probit) en datos de sección cruzada para los casos más significativos: el modelo estimado por EA, EF o bien empleando los datos agrupados (*Pooled*).

En concreto, el procedimiento para el cálculo de la probabilidad correspondiente a que la variable dependiente tome valor uno en el modelo Logit es similar al lineal, aunque en este caso considerando la doble dimensión:

$$P(y_{it} = 1|x_{it}) = \Lambda(x'_{it}\beta)$$

donde Λ sigue representando la función de distribución logística. Al añadir la dimensión temporal a los modelos no lineales en datos de sección cruzada, supone una llamada de atención sobre la posible correlación en el término de error a lo largo del tiempo para un mismo individuo. Esta debilidad se puede resolver en Stata aplicando la opción “vce (oim)”, “vce(bootstrap)” o “vce (jackknife)”, para disponer de errores estándares robustos.

Si, por el contrario, incorporamos explícitamente la heterogeneidad no observada y consideramos la inexistencia de correlación con las variables explicativas, la probabilidad de ocurrencia en un Logit se expresa como:

$$P(y_{it} = 1|x_{it}, \beta, \alpha_i) = \Lambda(\alpha_i + x'_{it}\beta)$$

cuya función de densidad conjunta para la observación i -ésima después de haber integrado respecto de α_i presenta la siguiente expresión:

$$f(y_{it}, \dots, y_{iT}) = \int \left[\prod_{t=1}^T \Lambda(\alpha_i + x'_{it}\beta)^{y_{it}} \{1 - \Lambda(\alpha_i + x'_{it}\beta)^{y_{it}}\}^{1-y_{it}} \right] g(\alpha_i|\sigma^2) d\alpha_i$$

dado que esta integral, necesaria para estimar la probabilidad predicha, no dispone de una solución analítica, es necesario recurrir a métodos numéricos. Nosotros hemos aplicado el procedimiento habitualmente más empleado: el procedimiento de cuadratura de doce puntos de Gauss-Hermite (*12-point Gauss-Hermite quadrature*). Sin embargo, estos efectos aleatorios suponen una dificultad añadida en el cálculo de los efectos marginales, tal y como se puede observar a continuación:

$$\frac{\partial P(y_{it} = 1 | x_{it}, \beta, \alpha_i)}{\partial x_{it,j}} = \beta_j \Lambda(\alpha_i + x'_{it}\beta) \{1 - \Lambda(\alpha_i + x'_{it}\beta)\}$$

porque se sabe que, el signo de los coeficientes β_j puede servir como orientación del signo de los efectos marginales ya que son equivalentes; pero, a diferencia del modelo lineal, la magnitud de estos efectos marginales dependen a su vez de los efectos individuales. Esta circunstancia provoca que algunos autores hayan decidido evaluar el efecto marginal cuando $\alpha_i = 0$. Pero al ser un punto poco representativo, ha sido necesaria la consideración de nuevas alternativas. Una posibilidad propuesta por Cameron y Trivedi (2010) se basa en el peso relativo de los coeficientes β_j ; es decir si uno de ellos es el triple que el otro, este hecho nos puede servir como una buena aproximación para saber que el efecto marginal asociado al primero será el triple que el otro.

En contraposición al contexto lineal, el modelo Logit estimado por EF requiere otro método de estimación distinto. El grado de dificultad en la obtención de los parámetros estimados aumenta, obligando a eliminar los efectos individuales. En este caso, el modelo con variables ficticias no es equivalente, a no ser que se cumpla que $T \sim \infty$. Para solventar esta debilidad se basan en el estimador máximo verosímil condicionado (MVC). Este método consistente, supone una implicación bastante importante sobre el número de observaciones que se tiene en cuenta durante la estimación. Precisamente, esta implicación del método de estimación que supone la eliminación de aquellas observaciones cuya variable dependiente toma un determinado valor y no se modifica a lo largo del tiempo⁷¹, nos ha obligado a seleccionar en la tesis el modelo de EA frente al de EF, una vez se ha contrastado y confirmado la relevancia del efecto de la heterogeneidad no observada. A modo de ejemplo, los Anexos B. 3. 1 a B. 3. 6, reflejan la pérdida de información de aquéllos países que han adoptado un régimen cambiario fijo ($y_{it} = 1$) y lo han mantenido a lo largo de todo el período considerado. Estos

⁷¹ Véase la demostración aportada por Cameron y Trivedi (2010) expandida para T períodos. En la misma se argumenta que uno de los requisitos para poder eliminar esos efectos individuales es la suposición de que: $\sum_{t=1}^T y_{it} = 1$. Dicha condición supone que el sumatorio de las variables dependientes para cada uno de los individuos ha de ser uno en algún momento a lo largo del período muestral, ello garantizaría la variación en dicha variable.

anexos muestran los resultados obtenidos para dos de los modelos considerados en la siguiente sección, tanto para las tres variables dependientes como para las tres alternativas de formación de expectativas, confirmándose claramente el descenso notable en el número de observaciones (véanse los Cuadros 7. 13 a 7. 15 y 7. 37 a 7. 39). Por tanto si consideráramos las interpretaciones asociadas a las estimaciones por EF no serían fiables, ya que perderíamos un gran número de observaciones. Esta afirmación es aún más evidente para el caso de la variable dependiente *peg_ledesma*, ya que a diferencia de las otras dos alternativas, ésta se caracteriza por identificar la presencia de regímenes cambiarios *de facto* fijos en un porcentaje superior a lo largo de la muestra. Precisamente, este argumento podría justificar la presencia de signos opuestos entre el modelo estimado por EF y por EA, al igual que podría repercutir en la magnitud de los coeficientes.

Nuevamente los contrastes de hipótesis actuarán como herramienta clave para apoyar o rechazar los supuestos implícitos de cada uno de los métodos de estimación. Al igual que en el contexto lineal se distinguía entre un modelo agregado (*Pooled*) o un EA empleando el contraste de Breusch-Pagan (1980) con la finalidad de evaluar si $\sigma_u^2 = 0$; ahora su equivalente en modelos no lineales es el test de razón de verosimilitud encargado de contrastar si el coeficiente de correlación intraclase (explicado previamente) es nulo ($\rho = \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_\epsilon^2} = 0$). En el caso de emplear una función de distribución logística, como será nuestro caso, dado que el Probit no se puede estimar por EF, la varianza del error idiosincrático tomará la siguiente expresión: $\sigma_\epsilon^2 = \frac{\pi^2}{3}$. Por otra parte, podríamos estar interesados en analizar si es necesario incorporar un efecto específico por país estimándolos por EF; sin embargo Stata no permite llevar a cabo el contraste de F restricciones tras aplicar el comando “xtlogit”. Dada esta limitación, nuestra forma de proceder será la siguiente: si a través del contraste basado en el coeficiente de correlación intraclase se determina que el mejor modelo es el agregado (*Pooled*) seleccionaremos el modelo de datos agregados como el más adecuado. Si, por el contrario, rechazamos la hipótesis nula entonces quiere decir que la heterogeneidad no observada es imprescindible considerarla en el modelo. En relación a la pregunta de

si es más adecuada la estimación por EF o por EA será el test de Hausman (1978), explicado previamente, el encargado de examinar dicha cuestión.

7. 4. Estimación de modelos

7. 4. 1. Modelos tradicionales

En esta sección presentaremos los resultados de las estimaciones, a través de la metodología previamente explicada, de los modelos tradicionales que han tenido mayor repercusión dentro de la literatura de crisis cambiarias y que se han descrito en detalle en el capítulo anterior. En concreto, trataremos de establecer cuáles son los principales factores determinantes que ayudan a explicar la probabilidad de que un determinado país de nuestra muestra decida adoptar y mantener un régimen de tipos de cambio fijo. Para ello, consideraremos las tres variables dependientes y las tres alternativas de formación de expectativas como medida de robustez en nuestro análisis que se han explicado en detalle en el epígrafe 7. 2.

Expondremos los resultados asociados a los modelos de primera generación, de segunda generación y abordaremos aquellos modelos tradicionales que mayor trascendencia tuvieron: Edin y Vredin (1993), Ötoker y Pazarbasioglu (1997) para el primer grupo de variables que identifican estos autores, para el segundo y para sus posibles alternativas, Thomas (1994), Tronzano *et al.* (2003). A continuación, en el subepígrafe 7. 4. 2., analizaremos otros modelos considerando todas y cada una de las variables que los anteriores autores han identificado como buenos predictores de las crisis financieras, para evaluar cuáles de ellas presentan mayor poder explicativo. Finalmente, los subepígrafes 7. 4. 3. y 7. 4. 4. recogen también modelos ecléticos, pero en esta ocasión, apoyándose en otras metodologías capaces de sintetizar adecuadamente el número de factores explicativos para capturar la máxima información necesaria para explicar la variable dependiente.

Las conclusiones aquí presentadas se encuentran fundamentadas en los modelos no lineales, en concreto modelos Logit⁷², estimados por efectos aleatorios. Los criterios de selección de modelos que hemos podido aplicar, dada las limitaciones que conlleva esta metodología para recurrir a otros criterios más frecuentes, son el porcentaje de predicciones correctas y los criterios de información. La forma de proceder para el porcentaje de aciertos de las predicciones es sencilla. Una vez estimado el modelo, se obtienen las predicciones del mismo a través de la opción que ofrece el Stata denominada “pu0”. Si recordamos en la expresión de la probabilidad incondicional ésta se encuentra condicionada a la heterogeneidad no observada y con esta opción lo que hace el programa es predecir la probabilidad cuando $\alpha_i = 0$, decisión por tanto bastante útil, debido a que estos efectos individuales ni se observan ni se predicen con la estimación por efectos aleatorios. Después de obtener las predicciones para cada uno de los países en cada momento del tiempo, asignaremos el valor 1 a aquéllas que igualen o superen el punto de corte de 0,5, mientras que asignaremos el valor 0 a las que se encuentren por debajo de dicho umbral. A partir de aquí, el porcentaje de aciertos ofrecerá información sobre cuáles de las que predecían un régimen cambiario fijo finalmente lo adoptaban. En relación a los criterios de información presentaremos tanto el criterio de información de Akaike (1974) (AIC)⁷³ como el criterio de información bayesiano de Schwarz (1978) (BIC)⁷⁴. La finalidad de ambos es seleccionar cuál es la forma funcional más apropiada y que mejor se ajusta a los datos. Recordemos que cuanto menor sean sus valores, más conveniente será esa forma funcional.

⁷² Las conclusiones obtenidas por el modelo Probit son cualitativamente similares a las mostradas para el Logit (véanse Anexos B. 4. 1 a B. 4. 36 para todos los modelos teóricos considerados en este capítulo).

⁷³ Se define como: $AIC = -2 \ln L + 2k$, donde $\ln L$ es el valor máximo de la función de verosimilitud del modelo y k es el número de parámetros estimados.

⁷⁴ Se define como: $BIC = -2 \ln L + 2 \ln N$, donde $\ln L$ presenta la misma interpretación que el criterio AIC, siendo N el número de observaciones empleadas en la estimación o, con mayor exactitud, el número de observaciones independientes. Determinar N puede resultar problemático, sobre todo cuando se adopta una estructura de datos de panel, donde entra en juego la heterogeneidad no observable y se presta atención a la correlación intragrupos. Por tanto, la cuestión radica en determinar si $N=M$ [donde $M=G*m$, es decir, el número de países (G) multiplicado por el número de observaciones dentro de cada uno de ellos (m)] o $N=G$. Normalmente, el criterio a seguir es el siguiente: si las observaciones son realmente independientes, la primera opción es la acertada; por el contrario, cuando la correlación es elevada entre los grupos debemos trabajar con la segunda. Según el manual del Stata, la gran mayoría de los investigadores trabajan con la primera opción, ya que de esta manera se pueden realizar comparaciones entre distintos modelos debido a que el tamaño muestral es el mismo para todos los casos, es por ello que nosotros también adoptamos este criterio.

Dada la dificultad añadida que acabamos de comentar en relación a que la probabilidad depende explícitamente de la heterogeneidad no observada, hemos considerado la opción “`margins, dydx() predict(pu0)`” que ofrece Stata para calcular los efectos marginales. Esta elección permite calcular la media de los efectos marginales (MEM) suponiendo $\alpha_i = 0$. Sin embargo, según Cameron y Trivedi (2010), este punto puede que no sea representativo. Por este motivo, además de ofrecer los resultados asociados a esta opción, como medida de robustez, nos hemos decantado por la propuesta que sugieren estos autores. Usando el análisis propio de los modelos de un único índice (*single-index form*), explicado en la sección anterior, si uno de los coeficientes estimados es el doble que otro de los coeficientes, su efecto marginal también lo será. Al igual que el signo del coeficiente estimado se traslada al efecto marginal.

A continuación se presentarán los resultados de las estimaciones asociados a cada uno de los modelos considerando las tres variables dependientes alternativas, además de las tres posibilidades en la formación de expectativas de los agentes económicos. Cada uno de los cuadros, además de mostrar las estimaciones correspondientes, presenta los signos esperados según la literatura revisada en el capítulo sexto, el contraste de Wald para corroborar la significatividad conjunta, los porcentajes de aciertos y sus respectivos criterios de información como instrumentos para seleccionar los modelos que mejor se ajustan a la realidad observada.

En el modelo denominado de primera generación hemos seleccionado las variables más relevantes que la literatura ha identificado como los principales condicionantes de las crisis cambiarias. Teniendo en cuenta lo que comentábamos anteriormente sobre la magnitud de los coeficientes estimados y su relación con la interpretación de los efectos marginales vamos a centrar nuestra atención por el momento en los Cuadros 7. 1 a 7. 3. Si bien es cierto que la expansión del agregado monetario nacional (*MI_{mn}*) cuestiona el mantenimiento del régimen cambiario fijo, conclusión que se obtiene a partir de las tres variables dependientes y con independencia de la tipología de las expectativas, existen otros factores que afectan en mayor magnitud a la probabilidad de garantizar el sistema de tipos de cambio fijo. Entre ellos cabe resaltar la situación en el mercado laboral tanto doméstica como extranjera (vinculadas a las variables: *Paro* y *Paro_e*,

respectivamente) y la distancia respecto a la paridad central (*Dpc*). Cuanto mayor (menor) sea la proporción de parados sobre la población activa nacional (extranjera), menor (mayor) será la probabilidad de proseguir con un esquema cambiario fijo. El mismo razonamiento se aplica cuando la evolución del tipo de cambio se aleja de su paridad central, ya sea por encima o por debajo, debido a los potenciales ataques especulativos que pueden terminar afectando a los niveles de reservas de divisas y, por consiguiente, a la composición de las carteras de los agentes económicos. Atendiendo a los tres criterios de selección de modelos, deberíamos decantarnos por la especificación que explica la variable dependiente *peg_ledesma* con la formación de expectativas orientadas al futuro, ya que el porcentaje de aciertos es de un 95,92% y sus criterios de información muestran los valores más reducidos (AIC=238,78 y BIC=289,45). Tal y como se puede apreciar en el Cuadro 3, todas aquellas variables que supongan una mejora económica en términos relativos ayudan a consolidar el sistema cambiario fijo. En concreto, las vinculadas al mercado laboral son las que presentan un mayor impacto, seguida de la desviación respecto a la paridad central. Cuanto más elevada se encuentre la tasa de paro del país de referencia y menor sea la nacional, mayor será la probabilidad de mantener el esquema fijo, dado que esta situación otorga un margen relativo a la economía nacional. Por otra parte, aunque en menor magnitud, afectan positivamente y de manera altamente significativa sobre dicha probabilidad, la balanza por cuenta corriente nacional (*Cta. Corriente*), la oferta monetaria extranjera (*MI_mn_e*) y el volumen de reservas internacional (*Reservas*). Sin embargo, y como puede apreciarse en el Cuadro 7. 6 los efectos marginales de todas las variables que hemos comentado resultan ser no significativos.

Cuadro 7. 1: Modelo de primera generación considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	M1_mn	-9,93E-06* (-25,7254)	-5,75E-06* (-47,1311)	-4,51E-06* (-45,5096)
+	Cta. Corriente	0,0000307* (16,3298)	0,0000101* (6,7785)	
-	Paro		-0,1257945* (-3,5980)	-0,1405762* (-4,6826)
+	Reservas			
-	Dpc	-0,1684193* (-2,6428)		
+	M1_mn_e	1,99E-06* (12,6752)	9,88E-07* (7,2117)	9,97E-07* (9,6796)
-	Cta. Corriente_e	0,0000383* (2,7163)	0,0000726* (5,6279)	0,0000285* (2,8672)
+	Paro_e	0,5503666* (3,8794)	0,5923847* (4,1831)	
	Constante	3,515524* (2,7647)	6,482091* (6,1091)	10,89148* (20,9421)
Contraste de Wald		690,98 [0,0000]	2444,40 [0,0000]	2111,70 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		65,40	64,34	65,10
AIC		762,73	822,00	953,12
BIC		807,90	867,21	987,01
No. Observaciones		2.095	2.103	2.097

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 2: Modelo de primera generación considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	M1_mn	-9,93E-06* (-25,7254)		
+	Cta. Corriente	0,0000307* (16,3298)	5,38E-06* (3,5395)	3,21E-06** (2,4692)
-	Paro		-0,2305153* (-7,8573)	
+	Reservas		-3,08E-08* (-2,9903)	
-	Dpc	-0,1684193* (-2,6428)	-0,6258756* (-5,4365)	-0,2312851* (-3,2944)
+	M1_mn_e	1,99E-06* (12,6752)		6,25E-07* (6,6208)
-	Cta. Corriente_e	0,0000383* (2,7163)		
+	Paro_e	0,550366* (3,8794)	1,130151* (9,4594)	
	Constante	3,515524* (2,7647)	-3,264284* (-2,8664)	
Contraste de Wald		155,56 [0,0000]	144,92 [0,0000]	56,15 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		47,40	53,60	57,86
AIC		1011,10	1025,93	1104,15
BIC		1061,77	1065,59	1126,84
No. Observaciones		2.059	2.136	2.145

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 3: Modelo de primera generación considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	M1_mn	-1,29E-06** (-2,2474)	-0,0000132* (-44,8980)	-5,15E-06* (-34,3333)
+	Cta. Corriente	0,00003* (3,6320)		
-	Paro	0,4676205* (4,0877)		
+	Reservas	6,17E-06* (2,7793)		
-	Dpc	-0,0619233** (-2,2736)		
+	M1_mn_e	8,56E-07* (2,5939)	1,19E-06* (6,6480)	7,69E-07* (6,6870)
-	Cta. Corriente_e		0,0000782* (3,9100)	0,0000221** (2,2256)
+	Paro_e	3,611752* (6,7489)	1,037556* (5,4499)	-0,3029257* (-2,8459)
	Constante	-25,03449* (-5,0027)	29,62433* (17,9965)	9,0474* (11,9170)
Contraste de Wald		67,21 [0,0000]		1207,70 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		95,92	88,01	85,78
AIC		238,78	326,78	427,34
BIC		289,45	360,73	461,27
No. Observaciones		2.059	2.136	2.145

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente. La tercera columna ofrece los resultados de la estimación a través de un Probit, debido a que el Logit presenta problemas de iteración.

Cuadro 7. 4: Efectos marginales del modelo de primera generación considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	M1_mn	-6,54E-08* (-11,9343)	-3,04E-09* (-5,7795)	-1,13E-08* (-15,4583)
+	Cta. Corriente	2,02E-07* (11,4124)	5,33E-09* (4,5169)	
-	Paro		-0,0000664** (-2,3799)	-0,0003526* (-4,0669)
+	Reservas			
-	Dpc	-0,0011084** (-2,4096)		
+	M1_mn_e	1,31E-08* (8,6755)	5,21E-10* (10,0969)	2,50E-09* (10,4603)
-	Cta. Corriente_e	2,52E-07* (2,7662)	3,83E-08* (3,9566)	7,15E-08* (2,6880)
+	Paro_e	0,0036222* (3,7166)	0,0003126* (2,7737)	

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 5: Efectos marginales del modelo de primera generación considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	M1_mn	1,64E-08* (3,2998)		
+	Cta. Corriente	3,66E-07* (2,8154)	2,95E-07* (3,1618)	3,76E-07** (2,1860)
-	Paro	-0,0164544* (-4,4698)	-0,0126123* (-4,5921)	
+	Reservas	-3,72E-09* (-3,9282)	-1,69E-09* (-3,1413)	
-	Dpc	-0,0116439*** (-1,7810)	-0,0342439* (-3,9993)	-0,0270597* (-2,9118)
+	M1_mn_e			7,31E-08* (34,3192)
-	Cta. Corriente_e	2,55E-06* (2,8523)		
+	Paro_e	0,0610177* (4,0952)	0,0618347* (4,4710)	

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 6: Efectos marginales del modelo de primera generación considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	M1_mn	-8,00E-10 (-0,8040)	-3,95E-08* (-3,0859)	-3,35E-08* (-15,9524)
+	Cta. Corriente	1,85E-08 (0,7839)		
-	Paro	0,000289 (0,7668)	0,0001374 (1,2987)	
+	Reservas	3,82E-09 (0,7432)		
-	Dpc	-0,0000383 (-0,7119)		
+	M1_mn_e	5,29E-10 (0,8113)	3,84E-09* (2,7234)	5,01E-09* (7,0464)
-	Cta. Corriente_e		1,52E-07* (2,7788)	1,44E-07** (2,1525)
+	Paro_e	0,0022319 (0,8270)	0,002087* (2,9213)	-0,0019744* (-3,0840)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Los resultados vinculados al modelo de la segunda generación son bastante robustos. Con independencia de la variable dependiente analizada o de si los agentes económicos al formar sus expectativas tienen en consideración la evolución de los indicadores macroeconómicos actuales, pasados o son capaces de predecir su comportamiento futuro, las variables con mayor repercusión sobre la sostenibilidad de la responsabilidad cambiaria se mantienen. En concreto, las que presentan coeficientes estimados más elevados y, por consiguiente, mayor impacto sobre la probabilidad de adoptar un esquema fijo son, por este orden de importancia, la distancia respecto a la paridad central y el diferencial de tipos de interés entre el país y la Zona Euro (véanse Cuadros 7. 7 a 7. 9). Este par de factores influyen de manera negativa sobre la variable de estudio ante una desviación del tipo de cambio y ante una mayor rentabilidad de los bonos nacionales respecto a los de referencia. Otra variable que se muestra altamente significativa, aunque de menor magnitud, es el índice de cotización bursátil (*P_acciones*). Dado que el valor de una acción en Bolsa se encuentra sujeto a los beneficios esperados futuros que la empresa espera obtener y que, a su vez las ganancias están condicionadas tanto a factores internos de la compañía como a factores externos

tales como la coyuntura económica, cambios en las posturas gubernamentales, inestabilidad política, etc, cabría esperar que ante un incremento en el precio de venta de las acciones, el tipo de cambio fijo se consolidara en el tiempo. Sin embargo, el signo estimado es negativo. Tanto el signo como la magnitud de los efectos de las variables analizadas sobre la probabilidad de interés se corrobora con los efectos marginales significativos mostrados en los Cuadros 7. 10 a 7. 12⁷⁵. Nuestros resultados refuerzan la perspectiva de que las crisis cambiarias pueden ser autogeneradas a través de las expectativas de devaluación que los agentes puedan tener. La especificación que mejor se ajusta es la correspondiente a la tercera variable dependiente con expectativas orientadas al futuro. Las conclusiones que se pueden extraer del mismo son las mismas que se han expuesto anteriormente, añadiendo el volumen de reserva de divisas como otra variable significativa, aunque de menor impacto.

Cuadro 7. 7: Modelo de segunda generación considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Reservas			-1,48E-07* (-23,1612)
-	Difi	-0,1534859* (-4,0270)	-0,1315547* (-3,4726)	-0,1036402* (-2,8363)
+	Credibilidad			
+	P_acciones	-0,0088011* (-7,5878)	-0,0046956* (-7,9600)	-0,0017849* (-4,9361)
-	Dpc	-0,1837044* (-3,0683)	-0,14700039* (-3,3346)	
	Constante	9,111089* (8,4030)	6,218859* (4,7569)	10,52387* (25,0451)
Contraste de Wald		63,11 [0,0000]	66,17 [0,0000]	570,55 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		77,39	77,17	65,76
AIC		621,45	750,36	834,64
BIC		648,72	777,59	861,82
No. Observaciones		1.725	1.713	1.694

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

⁷⁵ A excepción de la primera y última variable dependiente con la formación de expectativas retrospectivas y retrospectivas e instantáneas, respectivamente, para las cuales los efectos marginales no son significativos.

Cuadro 7. 8: Modelo de segunda generación considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Reservas			
-	Difi	-0,0273047** (-2,1019)		-0,0257352** (-2,3553)
+	Credibilidad			
+	P_acciones			
-	Dpc		-0,4366291* (-4,3819)	
	Constante			1,100878* (3,8023)
Contraste de Wald		4,42 [0,0356]	19,20 [0,0000]	5,55 [0,0185]
Predicciones (% aciertos)		57,85	61,99	51,16
AIC		1134,44	1165,71	1085,00
BIC		1145,74	1177,09	1101,88
No. Observaciones		2.107	2.189	2.054

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente. La tercera columna ofrece los resultados de la estimación a través de un Probit, debido a que el Logit presenta problemas de iteración.

Cuadro 7. 9: Modelo de segunda generación considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Reservas	3,41E-06** (2,3041)		
-	Difi	-0,0661748* (-5,6995)	-0,0953214* (-5,6646)	-0,0860453* (-4,4550)
+	Credibilidad			
+	P_acciones	-0,0107703* (-4,6054)		0,0025874** (2,3466)
-	Dpc	-0,1846158* (-3,9141)	-0,2112882* (-4,1065)	
	Constante	13,43842* (5,8935)	10,42647* (7,8603)	6,734117* (5,5022)
Contraste de Wald		39,77 [0,0000]	49,19 [0,0000]	33,20 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		96,12	96,16	95,87
AIC		273,76	337,25	324,57
BIC		306,48	359,82	346,31
No. Observaciones		1.725	2.083	1.694

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 10: Efectos marginales del modelo de segunda generación considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Reservas			-1,35E-10 (-0,8940)
-	Difi	-0,0019136** (-2,4565)	-0,0030247** (-2,3002)	-0,0000941 (-0,6814)
+	Credibilidad			
+	P_acciones	-0,0001097* (-2,9729)	-0,000108* (-3,1304)	-1,62E-06 (-0,8438)
-	Dpc	-0,0022904** (-2,0879)	-0,0033799** (-2,3952)	

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 11: Efectos marginales del modelo de segunda generación considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Reservas			
-	Difi	-0,0065238** (-2,2531)		-0,0064149** (-2,0964)
+	Credibilidad			
+	P_acciones			
-	Dpc		-0,098728* (-4,7602)	

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 12: Efectos marginales del modelo de segunda generación considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Reservas	1,10E-08* (3,8328)		
-	Difi	-0,000214* (-3,2523)	-0,0001264 (-1,0218)	-0,0002714 (-1,2455)
+	Credibilidad			
+	P_acciones	-0,0000348* (-6,7704)		8,16E-06 (1,2515)
-	Dpc	-0,0005969* (-6,2503)	-0,0002802 (-1,0610)	

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Aplicando el modelo de Edin y Vredin (1993) se obtiene que, de forma general, los factores que presentan un mayor poder explicativo no sólo por su significatividad estadística, sino por los valores tan elevados que presentan sus coeficientes son, por este orden, el logaritmo del índice de precios de consumo armonizado extranjero (*Lnipca_e*), el logaritmo del tipo de cambio real (*Lntcr*) y el logaritmo del agregado monetario (*Lnm1*). Si en lugar de analizar la magnitud de los coeficientes estimados, nos centramos en la media de los efectos marginales suponiendo la hipótesis de que la

heterogeneidad individual es nula (Cuadros 7. 16 a 7. 18), también se confirman los resultados obtenidos⁷⁶.

Las especificaciones asociadas a las dos primeras variables de interés (*peg_rr* y *peg_sig_rr*) muestran unos porcentajes de aciertos no muy elevados con independencia de la formación de las expectativas. De hecho, en algunos casos, ni siquiera alcanza el 50%. Sin embargo, las predicciones son mucho mejores cuando se trabaja con *peg_ledesma*, mostrando el porcentaje de aciertos máximo (95,58%) para el caso de expectativas orientadas al futuro. Los principales factores que, según este modelo, evitarían la generación de una crisis cambiaria, coinciden con los previamente sugeridos de forma general. A medida que la tasa de inflación se incrementa en el país de referencia (en nuestro caso la Zona Euro), la economía objeto de estudio se hace más competitiva en términos relativos, favoreciendo la estabilidad del sistema fijo. Asimismo, el segundo indicador con mayor repercusión es el logaritmo del tipo de cambio real (*Lntcr*). Se esperaría una relación positiva, ya que a medida que se incrementa esta variable, abaratándose los productos nacionales y mejorando su competitividad, esta situación supondría un impulso a las exportaciones fortaleciendo así la economía del país, creando una mayor confianza por parte de los agentes en el compromiso cambiario. Sin embargo y, en contra de lo esperado, los resultados indican un efecto opuesto. Otra de las variables explicativas de mayor impacto es el logaritmo de las reservas internacionales, afectando positivamente sobre la probabilidad de mantener un esquema de tipos de cambio fijo.

⁷⁶ A excepción de la primera y última columna asociada a la variable dependiente *peg_ledesma* en la que ninguno de los efectos marginales muestran ser significativos.

Cuadro 7. 13: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc	-0,0747727* (-2,6123)	-0,0986173* (-3,1683)	
-	Lnml	2,895913* (16,5765)	4,009625* (13,1650)	3,245776* (17,4371)
+	Lntcr		-1,339128* (-2,8182)	-2,104576* (-7,3114)
+	Lnipca_e	-26,53574* (-14,6315)	-37,90395* (-12,7767)	-26,05777* (-14,0493)
+	I_e	-0,5543314* (-8,5161)	-0,7699629* (-10,4187)	-0,1762687* (-2,8804)
+	Lnreservas			
+	Ipi			
	Constante	97,81696* (13,4117)	140,5682* (11,6552)	95,99617* (12,7633)
Contraste de Wald		328,86 [0,0000]	441,62 [0,0000]	317,08 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		54,99	48,75	55,18
AIC		1138,43	1072,50	1182,24
BIC		1172,32	1112,11	1216,16
No. Observaciones		2.097	2.119	2.106

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 14: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		0,4252877* (-4,0782)	-0,1892532* (-2,9787)
-	Lnml	2,457759* (6,0495)	0,401375* (3,0742)	
+	Lntcr	-2,274653* (-2,9042)	2,350546* (6,3287)	7,205786* (29,1625)
+	Lnipca_e	-34,27358* (-6,8219)	-12,97638* (-3,6936)	
+	I_e	-0,9290478* (-10,5598)	-0,5757942* (-7,0790)	
+	Lnreservas	0,6597173** (2,3740)	1,004354* (4,1343)	1,412606* (8,1928)
+	Ipi	0,0730761* (5,7974)	0,0580437* (4,8622)	0,0500367* (6,7962)
	Constante	130,1155* (6,6765)	36,26112** (2,5419)	-39,80782* (-31,6478)
Contraste de Wald		819,82 [0,0000]	2180,07 [0,0000]	4337,60 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		43,11	38,89	40,72
AIC		917,15	986,24	996,00
BIC		962,06	1036,90	1029,97
No. Observaciones		2.025	2.057	2.124

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 15: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc	0,0601653** (2,1701)	-0,2893043* (-4,1838)	-0,0679211* (-2,6858)
-	Lnml		5,302463* (6,9355)	2,471972* (4,9453)
+	Lntcr	-2,139686* (-2,8596)	-8,994482* (-26,6958)	-3,561705* (-12,2314)
+	Lnipca_e	2,218995* (2,6584)	-67,22074* (-8,1211)	
+	I_e	-1,792518* (-8,3726)	-1,260543* (-8,9879)	0,9605159* (4,9784)
+	Lnreservas	2,086762* (5,1871)	-1,15772** (-2,4208)	-1,841433* (-3,0750)
+	Ipi	-0,0898968* (-6,7771)	0,0483698* (3,9555)	0,0197433** (1,9685)
	Constante		293,1508* (8,9577)	11,59732* (2,6900)
Contraste de Wald		119,08 [0,0000]	1280,69 [0,0000]	201,83 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		95,58	69,23	93,98
AIC		284,30	300,02	384,63
BIC		323,86	350,68	429,62
No. Observaciones		2.105	2.057	2.044

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 16: Efectos marginales del modelo de Edin y Vredin (1993) considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc	-0,0031745* (-2,5893)	-0,0057073* (-3,1911)	
-	Lnml	0,1229477* (10,4201)	0,2320507* (18,6111)	0,1613171* (8,2641)
+	Lntcr		-0,0774999* (-3,0834)	-0,1045988* (-9,9177)
+	Lnipca_e	-1,12659* (-9,3092)	-2,193631* (-17,5569)	-1,295088* (-8,3191)
+	I_e	-0,0235345* (-6,5519)	-0,0445604* (-11,6822)	-0,0087607* (-2,8465)
+	Lnreservas			
+	Ipi			

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 17: Efectos marginales del modelo de Edin y Vredin (1993) considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		-0,0200717* (-3,8054)	-0,0001464** (-2,1498)
-	Lnml	0,1342835* (3,7591)	0,0189431* (3,2030)	
+	Lntcr	-0,1242793** (-2,3116)	0,1109354* (7,4925)	0,0055725* (4,8330)
+	Lnipca_e	-1,872591* (-4,6114)	-0,6124278* (-3,5116)	
+	I_e	-0,05076* (-6,8631)	-0,0271749* (-6,9320)	
+	Lnreservas	0,0360447** (2,2204)	0,0474011* (3,5372)	0,0010924* (3,2310)
+	Ipi	0,0039926* (6,8425)	0,0027394* (5,0099)	0,0000387* (5,0921)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 18: Efectos marginales del modelo de Edin y Vredin (1993) considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc	9,39E-06 (0,4815)	-0,0042595** (-2,0232)	-0,0000992 (-0,8619)
-	Lnml		0,0780687** (2,0962)	0,0036114 (0,8874)
+	Lntcr	-0,0003338 (-0,4623)	-0,1324267* (-2,5761)	-0,0052034 (-0,8592)
+	Lnipca_e	0,0003462 (0,5232)	-0,9896983** (-2,0901)	
+	I_e	-0,0002797 (-0,5119)	-0,0185591* (-2,5600)	0,0014032 (0,8871)
+	Lnreservas	0,0003256 (0,5052)	-0,0170452*** (-1,8722)	-0,0026902 (-0,7864)
+	Ipi	-0,000014 (-0,5072)	0,0007122*** (1,9202)	0,0000288 (0,6841)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

El primer conjunto de factores propuesto por el modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997), con tan sólo tres variables explicativas, es capaz de predecir alrededor de un 70% del comportamiento de la probabilidad de que un país adopte un régimen cambiario fijo a través del procedimiento descriptivo de Reinhart y Rogoff (2004). El diferencial de los tipos de interés entre el país en cuestión y la Zona Euro (*Difi*) y la distancia respecto a la paridad central (*Dpc*) influyen de manera indirecta sobre nuestra variable objetivo. Por otra parte, el logaritmo de las reservas internacionales (*Lnreservas*) afecta más del doble sobre dicha probabilidad, pero a diferencia de las anteriores, se detecta una relación positiva.

Al considerar el criterio de las variaciones absolutas porcentuales del tipo de cambio para determinar si un país ha implementado un sistema fijo *de facto*, el porcentaje de aciertos mejora en más de 25 puntos porcentuales, alcanzando su máximo con las expectativas orientadas al futuro (93,25%), seguido de las instantáneas (96,11%) y de las retrospectivas (95,67%). En este caso, seleccionamos la especificación para la variable *peg_ledesma* asociada a las expectativas realizadas observando la información del momento, debido a que presenta mejores valores de los criterios de información (AIC=334,22 y BIC=362,43), no existiendo gran diferencia respecto a las orientadas al futuro. Si bien es cierto que una tendencia hacia una apreciación o depreciación de la moneda nacional, al igual que una gran divergencia entre los tipos de interés entre el país y la UEM cuestionan la perdurabilidad del sistema fijo; esta especificación presenta una debilidad. Precisamente, la evolución del logaritmo de las reservas extranjeras, que es la que mayor repercusión presenta sobre la probabilidad de interés, muestra un signo opuesto al esperado. Sin embargo, a pesar de la elevada significatividad de estos coeficientes, la media de los efectos marginales de esta última variable dependiente se muestra no significativa, con independencia del proceso de formación de expectativas que supongamos.

Cuadro 7. 19: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difi	-0,0687729* (-4,4965)	-0,0973118* (-4,4649)	-0,1552863* (-5,7486)
+	Lnreservas		0,2521631** (2,0886)	0,2511313** (2,1841)
+	Diflnreservas			
-	Dpc	-0,0513243** (-2,1245)	-0,0670611* (-2,6981)	-0,0480402** (-2,1407)
	Constante	5,757198* (4,3329)	3,790372*** (1,9466)	4,960121* (2,8613)
Contraste de Wald		24,26 [0,0000]	35,72 [0,0000]	45,24 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		69,87	69,71	67,82
AIC		1149,13	1105,4	1051,80
BIC		1171,74	1133,61	1079,93
No. Observaciones		2.107	2.083	2.054

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 20: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difi	0,056215* (4,1440)		
+	Lnreservas	1,680347* (10,1762)	1,254596* (7,4487)	1,382059* (8,3277)
+	Diflnreservas			
-	Dpc		-0,5073606* (-5,0042)	-0,2138583* (-3,1090)
	Constante	-23,40577* (-10,5205)	-10,5045* (-4,0342)	-12,55448* (-9,4204)
Contraste de Wald		107,06 [0,0000]	73,37 [0,0000]	76,06 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		42,38	47,97	43,81
AIC		1042,40	1092,43	1119,67
BIC		1065,02	1115,20	1142,43
No. Observaciones		2.107	2.189	2.189

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 21: Modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difi	-0,0617033* (-5,6156)	-0,1157632* (-5,6413)	-0,1342057* (-5,6682)
+	Lnreservas	-0,4378688** (-2,4501)	-0,5383839** (-2,3187)	-1,170782* (-4,5066)
+	Diflnreservas			
-	Dpc		-0,1617342* (-3,1801)	
	Constante	14,99313* (5,7730)	18,17265* (5,3636)	26,90501* (5,9869)
Contraste de Wald		31,81 [0,0000]	50,05 [0,0000]	35,10 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		96,25	96,11	95,67
AIC		391,23	334,22	370,59
BIC		413,84	362,43	393,10
No. Observaciones		2.107	2.083	2.054

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 22: Efectos marginales del modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difi	-0,0010046 (-0,9810)	-0,0014237 (-1,1265)	-0,0021747* (-3,8606)
+	Lnreservas		0,0036893 (1,1254)	0,0035169*** (1,8780)
+	Diflnreservas			
-	Dpc	-0,0007497 (-0,9368)	-0,0009811 (-1,1428)	-0,0006728** (-2,0406)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 23: Efectos marginales del modelo de Ötger y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difi	0,0024358* (3,1013)		
+	Lnreservas	0,0728104* (6,0344)	0,1027546*** (1,7432)	0,1159097* (6,1115)
+	Diflnreservas			
-	Dpc		-0,0415541 (-1,6238)	-0,0179357** (-2,4637)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 24: Efectos marginales del modelo de Ötger y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difi	-0,0000225 (-0,8789)	-0,0000952 (-1,0393)	-0,0001546 (-0,6179)
+	Lnreservas	-0,0001599 (-0,8109)	-0,0004428 (-0,9649)	-0,0013483 (-0,5996)
+	Diflnreservas			
-	Dpc		-0,000133 (-1,1739)	

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Evaluando el segundo conjunto de factores propuesto por el modelo de Ötger y Pazarbasioglu (1997), se identifican determinadas variables que, a grandes rasgos, se reiteran como las que mayor trascendencia muestran sobre la probabilidad de sostenimiento del esquema monetario fijo, con independencia de las alternativas de robustez tanto de la dependiente como de las expectativas. En la mayoría de los casos, el tipo de interés extranjero (I_e) junto con la distancia a la paridad central se revelan como aquéllas que mayor repercusión producen, seguidas de la tasa de paro nacional (Paro) y del tipo de cambio real (Tcr), en este orden. Estos resultados se repiten cuando

analizamos los Cuadros 7. 28 a 7. 30 correspondientes a los efectos marginales⁷⁷. Aunque sí es preciso resaltar la disparidad detectada en relación a su impacto entre estos dos grupos de factores explicativos, ya que el primero casi triplica el efecto que el segundo provoca en la probabilidad de mantener el régimen fijo. Una vez más, la especificación más apropiada es la correspondiente a la variable dependiente *peg_ledesma* con las expectativas orientadas al futuro según los criterios de información (AIC=274,49 y BIC= 297,09) cuyo porcentaje de predicciones correctas (96,01%). Únicamente se muestra significativa la tasa de paro doméstica y el tipo de interés de la Zona Euro.

Cuadro 7. 25: Modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc	-0,1274217** (-2,2647)	-0,1757191* (-3,5071)	-0,1137282* (-4,0014)
-	Crédito_dom	6,79E-06* (5,3889)	3,54E-06* (4,6396)	2,80E-06* (4,9911)
-	Paro		-0,1665045* (-4,6712)	-0,1294984* (-4,1364)
+	Tcr		0,0386001* (4,1310)	0,046394* (4,2476)
+	Ipc_a_e	-0,0618233* (-3,2751)	-0,0530645* (-3,1426)	0,0539121* (5,2388)
+	I_e	-0,8143735* (-8,1820)	-0,8363037* (-9,2119)	
	Constante	15,792* (6,8142)	14,92777* (6,6214)	
Contraste de Wald		104,26 [0,0000]	143,92 [0,0000]	84,51 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		70,48	68,61	67,86
AIC		715,48	875,95	1095,14
BIC		748,83	920,72	1129,03
No. Observaciones		1.917	1.991	2.097

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

⁷⁷ A excepción, como en la mayor parte de los modelos, de los efectos marginales asociados a la variable dependiente *peg_ledesma*, tanto para la formación de expectativas enfocadas al futuro como las retrospectivas. Por otra parte, en el caso de la primera variable dependiente (*peg_rr*) descarta la significatividad de sus efectos marginales al tratarse de las expectativas instantáneas y retrospectivas.

Cuadro 7. 26: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		-0,9385975* (-5,3663)	-0,7399809* (-6,0160)
-	Crédito_dom			0,000015* (5,3381)
-	Paro	-0,2995851* (-10,3764)	-0,266042* (-8,3103)	-0,1084574* (-3,5293)
+	Tcr	0,1551478* (22,3511)	0,2909402* (30,6056)	0,1660305* (20,4928)
+	Ipca_e	0,0238034* (4,6339)	0,0695939* (13,3506)	0,1528149* (10,7245)
+	I_e	-0,9672609* (-13,2234)	-0,7819801* (-11,0284)	-22,30883* (-14,5216)
	Constante			
Contraste de Wald		698,66 [0,0000]	3342,58 [0,0000]	858,51 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		37,39	55,24	41,15
AIC		909,40	838,35	873,90
BIC		937,66	872,35	913,43
No. Observaciones		2.105	2.138	2.097

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 27: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		-0,147784** (-2,0179)	
-	Crédito_dom		-0,0000221* (-9,6930)	
-	Paro	0,4107851* (3,9872)	0,3464459* (4,2496)	
+	Tcr			-0,0519829* (-5,6493)
+	Ipca_e			0,1560581* (8,8949)
+	I_e	-1,466671* (-6,9389)	-0,7213388* (-5,1017)	0,9147909* (6,9556)
	Constante	11,2468* (6,1820)	17,36634* (13,5991)	
Contraste de Wald		77,88 [0,0000]	147,97 [0,0000]	86,55 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		96,01	95,38	95,75
AIC		274,49	275,96	409,40
BIC		297,09	309,54	432,16
No. Observaciones		2.105	1.991	2.186

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 28: Efectos marginales del modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc	-0,0005959 (-1,5502)	-0,0012121 (-0,9359)	-0,0013613 (-0,9811)
-	Crédito_dom	3,18E-08** (1,9630)	2,44E-08 (1,0000)	3,35E-08 (1,0469)
-	Paro		-0,0011485 (-0,9053)	-0,0015501 (-0,9223)
+	Tcr		0,0002663 (0,8827)	0,0005553 (0,9597)
+	Ipca_e	-0,0002891*** (-1,7607)	-0,000366 (-0,9055)	0,0006453 (1,2143)
+	I_e	-0,0038085** (-2,0737)	-0,0057686 (-0,9733)	

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 29: Efectos marginales del modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		-0,0443615* (-4,4888)	-0,0174871* (-5,8434)
-	Crédito_dom			3,53E-07* (5,3485)
-	Paro	-0,0212494* (-7,5139)	-0,0125741* (-6,6998)	-0,0025631* (-3,5020)
+	Tcr	0,0110046* (14,1739)	0,0137509* (7,2043)	0,0039236* (24,4309)
+	Ipca_e	0,0016884* (3,6561)	0,0032893* (11,0453)	0,0036113* (9,9870)
+	I_e	-0,0686073* (-9,1992)	-0,0369592* (-5,9013)	

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 30: Efectos marginales del modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		-0,0001589* (-2,7491)	
-	Crédito_dom		-2,37E-08* (-3,1600)	
-	Paro	0,0001696 (0,7783)	0,0003725* (2,7840)	
+	Tcr			-0,000055 (-0,5107)
+	Ipca_e			0,0001652 (0,5498)
+	I_e	-0,0006054 (-0,8136)	-0,0007757* (-2,7576)	0,0009681 (0,5519)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Sopesando la posibilidad de contrastar la robustez de los resultados previamente obtenidos, seguimos las alternativas sugeridas por Ötoker y Pazarbasioglu (1997). En lugar de considerar el crédito doméstico y el tipo de cambio real se opta por seleccionar el déficit fiscal y la balanza comercial, respectivamente. Al igual que el crédito interno,

el déficit se muestra significativo en algunas especificaciones examinadas, pero en nuestra muestra parecer ser que no es uno de los factores más relevantes. En relación a la balanza comercial, se podría afirmar que el tipo de cambio real dispone de un mayor poder explicativo cuando se trata de predecir el comportamiento de la probabilidad de consolidar el sistema fijo, dado que sus coeficientes estimados son superiores en cuantía. En este caso, los efectos marginales (veáanse los Cuadros 7. 34 a 7. 36) apenas muestran significatividad. Dentro de este modelo, todo parece apuntar a que la mejor especificación es la relacionada con la tercera variable dependiente cuando los agentes económicos toman sus decisiones basándose en la evolución pasada de las principales variables macroeconómicas.

Cuadro 7. 31: Modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo alternativo de variables, considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc	-0,0761584** (-2,2807)	-0,5736001* (-4,2620)	
-	Def		-0,0000183** (-2,1529)	
-	Paro	-0,1104557* (-6,4141)	-0,159882* (-2,6216)	-0,1426838* (-6,4390)
+	Bal. comercial	-0,0000254* (-3,8057)	-0,0000291* (-4,9524)	-0,0000264* (-4,7356)
+	Ipca_e			
+	I_e	-0,6900697* (-9,7713)	-0,8122947* (-9,9821)	-0,2782148* (-4,6261)
	Constante	8,687909* (8,8550)	12,13917* (15,0374)	8,302474* (6,7655)
Contraste de Wald		120,43 [0,0000]	111,51 [0,0000]	74,82 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		66,99	71,19	67,51
AIC		1073,60	771,42	1125,68
BIC		1107,45	809,73	1154,05
No. Observaciones		2.081	1.760	2.151

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 32: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo alternativo de variables, considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		-0,5378189* (-4,9461)	-0,2422136* (-3,3525)
-	Def			
-	Paro	-0,2427897* (-7,8844)	-0,1348535* (-3,6844)	
+	Bal. comercial	-0,0000164** (-2,3803)	-0,0000272* (-2,8157)	-0,0000305* (-3,7241)
+	Ipca_e		0,0431878** (2,2066)	0,0852484* (7,1372)
+	I_e	-0,9877319* (-11,4920)	-0,5467174* (-5,9110)	
	Constante	8,982185* (12,9193)		-5,318782* (-3,5788)
Contraste de Wald		152,80 [0,0000]	123,32 [0,0000]	59,75 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		50,70	57,7	56,17
AIC		927,77	1007,29	1120,18
BIC		955,97	1041,26	1148,63
No. Observaciones		2.081	2.125	2.188

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 33: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo alternativo de variables, considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		-0.3972349* (-4.9781)	
-	Def			0.0000651*
-	Paro	0,4107851* (3,9872)	0.2496464* (4.6813)	0.169839*
+	Bal. comercial			-0.0000526**
+	Ipca_e		0.0663317* (6.1881)	0.172322*
+	I_e	-1,466671* (-6,9389)	-0.4473449* (-3.8774)	0.9724172*
	Constante	11,2468* (6,1820)		-10.86697**
Contraste de Wald		77,88 [0,0000]	89,63 [0,0000]	45,58 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		96,01	95,51	96,07
AIC		274,49	373,58	265,26
BIC		297,09	401,91	303,56
No. Observaciones		2.105	2.138	1.756

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 34: Efectos marginales del modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo alternativo de variables, considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc	-0,0006992 (-1,1023)	-0,0006754 (-1,2267)	
-	Def		-2,15E-08 (-1,1082)	
-	Paro	-0,0010141 (-1,1433)	-0,0001883 (-1,1880)	-0,0010342 (-0,9897)
+	Bal. comercial	-2,33E-07 (-1,2527)	-3,42E-08 (-1,2436)	-1,91E-07 (-1,0324)
+	Ipca_e			
+	I_e	-0,0063355 (-1,2621)	-0,0009565 (-1,3188)	-0,0020165 (-1,0184)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 35: Efectos marginales del modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo alternativo de variables, considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		-0,0817626 (-1,5419)	-0,0097253 (-1,3057)
-	Def			
-	Paro	-0,0136445* (-3,8468)	-0,0205013 (-1,2024)	
+	Bal. comercial	-9,21E-07** (-2,1825)	-4,14E-06 (-1,5109)	-1,23E-06 (-1,3946)
+	Ipca_e		0,0065657* (5,3052)	0,0034229 (1,4076)
+	I_e	-0,0555096* (-4,1600)	-0,0831154 (-1,3189)	

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 36: Efectos marginales del modelo de Ötker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo alternativo de variables, considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		-0,0021793***	
-	Def			6,02E-09 (0,4934)
-	Paro	0,0001696 (0,7783)	0,0013696***	0,0000157 (0,5587)
+	Bal. comercial			-4,87E-09 (-0,5317)
+	Ipca_e		0,0003669**	0,0000159 (0,5658)
+	I_e	-0,0006054 (-0,8136)	-0,0024542	0,0000899 (0,5567)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

A pesar de la casuística de variables que resultan altamente significativas cuando tratamos de evaluar lo adecuado que puede ser el modelo de Thomas (1994) para nuestros diecisiete países, se puede observar algún patrón de comportamiento. De forma genérica, unas condiciones desfavorables en el mercado de trabajo dificultan de forma notable la estabilidad del esquema cambiario fijo. Esta conclusión se extrae como

consecuencia de que la tasa de paro refleja unos coeficientes estimados que en la mayoría de los casos casi duplica el efecto sobre la probabilidad de mantener ese régimen. El otro indicador fuertemente vinculado al mercado laboral es el diferencial de costes laborales, pero a pesar de ser altamente significativo, no repercute en la misma magnitud que la tasa de paro; además en contra de lo esperado muestra una relación positiva con la variable de interés. Por último, el segundo condicionante por orden de importancia, en relación a su magnitud, es el diferencial de deuda entre el país y la Zona Euro. A excepción de la segunda variable dependiente, cuanto mayor sea el nivel de endeudamiento del país en relación al de referencia, mayores dificultades tendrá la autoridad monetaria para hacer frente a su compromiso cambiario, como predice la literatura. Tanto los signos como el impacto en términos relativos de todas las variables es confirmado a través del cálculo de los efectos marginales (véanse los Cuadros 7. 40 a 7. 42⁷⁸). Nuevamente, la especificación que mejor se ajusta prediciendo con mayor exactitud es la correspondiente a la tercera variable con la primera opción de expectativas. En esta ocasión, además de la tasa de paro y el diferencial de costes laborales, el diferencial de las tasas de inflación supone un determinante sustancial a la hora de explicar la continuidad del sistema fijo. En concreto, ante un incremento en la tasa de inflación nacional respecto a la UEM, se produciría una reducción en la probabilidad de adoptar un esquema cambiario fijo, ya que los productos domésticos son menos competitivos poniendo en riesgo la sostenibilidad del sistema. Aunque sin lugar a dudas el condicionante que mayor trascendencia presenta sobre dicha probabilidad es la tasa de paro, duplicando el impacto asociado a la segunda variable con mayor repercusión (el diferencial de inflación), aunque en este caso el signo estimado no se corresponde con el esperado.

⁷⁸ No se alcanza la significatividad al evaluar los efectos marginales en la primera variable dependiente tanto cuando se realiza el supuesto de la formación de expectativas instantáneas como retrospectivas. Del mismo modo, los efectos marginales dejan de ser significativos cuando se analiza la variable *peg_ledesma* con carácter retrospectivo en las expectativas.

Cuadro 7. 37: Modelo de Thomas (1994) considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difinf			
-	Dif_costeslaborales	0,0248547* (3,8360)	0,0290542* (5,1168)	0,0367782* (6,3492)
-	Difdeuda	-0,1472052* (-7,7137)	-0,0681236* (-3,2528)	
+	Difreservas			
-	Paro		-0,1338451* (-3,5498)	-0,3230701* (-7,8843)
-	Dpc		-0,0623047** (-2,1973)	
	Constante	4,222483* (2,9731)	5,415751* (3,4531)	9,766204* (9,0136)
Contraste de Wald		62,09 [0,0000]	62,07 [0,0000]	76,69 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		71,83	75,23	67,36
AIC		764,46	884,49	856,09
BIC		785,65	916,84	877,72
No. Observaciones		1.480	1.623	1.645

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 38: Modelo de Thomas (1994) considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difinf			
-	Dif_costeslaborales	0,0604094* (7,7991)	0,04911* (7,6117)	0,0542037* (7,9683)
-	Difdeuda	0,0559034* (4,2623)	0,0740761* (3,4229)	0,1329209* (5,9564)
+	Difreservas			
-	Paro	-0,1204165* (-2,7951)	-0,1192302* (-3,0111)	-0,1279458* (-3,2894)
-	Dpc		-0,4488075* (-3,6417)	
	Constante	3,794304* (5,2121)	5,673842* (5,1597)	5,133201* (5,4550)
Contraste de Wald		97,41 [0,0000]	89,04 [0,0000]	102,55 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		44,06	51,57	37,02
AIC		665,24	797,15	785,47
BIC		691,74	829,50	812,42
No. Observaciones		1.480	1.623	1.618

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 39: Modelo de Thomas (1994) considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difinf	-0,4786258* (-2,5919)	-0,8241173* (-4,8091)	-0,5372135* (-3,6699)
-	Dif_costeslaborales	0,0407704* (3,5453)	-0,0021908* (-5,3020)	
-	Difdeuda			-0,0069852* (-4,8627)
+	Difreservas			
-	Paro	0,9560769* (5,1165)	0,3908682* (5,1663)	
-	Dpc			0,0525652** (2,4633)
	Constante	12,11455* (4,8298)	5,793092* (4,1650)	14,09818* (7,9934)
Contraste de Wald		40,57 [0,0000]	66,65 [0,0000]	38,08 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		96,10	96,09	94,65
AIC		172,54	329,22	352,98
BIC		199,07	357,57	380,98
No. Observaciones		1.489	2.020	1.999

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 40: Efectos marginales del modelo de Thomas (1994) considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difinf			
-	Dif_costeslaborales	0,0003146* (2,6260)	0,0007031 (1,3775)	0,0002824 (1,0195)
-	Difdeuda	-0,0018631* (-3,5617)	-0,0016486 (-1,2331)	
+	Difreservas			
-	Paro		-0,003239 (-1,4027)	-0,0024805 (-1,0070)
-	Dpc		-0,0015077 (-1,1893)	

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 41: Efectos marginales del modelo de Thomas (1994) considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difinf			
-	Dif_costeslaborales	0,0084367* (8,0526)	0,0064134* (5,3853)	0,0052784* (5,2869)
-	Difdeuda	0,0078074* (5,2710)	0,0096738* (3,5800)	0,012944* (8,1655)
+	Difreservas			
-	Paro	-0,0168172* (-3,1295)	-0,0155705* (-2,8026)	-0,0124595* (-3,7331)
-	Dpc		-0,0586107* (-3,2407)	

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 42: Efectos marginales del modelo de Thomas (1994) considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difinf	-0,0000158 (-1,5863)	-0,0049439** (-2,4913)	-0,0005171 (-1,1400)
-	Dif_costeslaborales	1,35E-06*** (1,8145)		
-	Difdeuda		-0,0000131** (-2,0185)	-6,72E-06 (-1,0000)
+	Difreservas			
-	Paro	0,0000316** (2,0000)	0,0023448** (2,1260)	
-	Dpc			0,0000506 (0,9547)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Aunque el grado de relevancia de los factores explicativos no es el mismo ni para las tres alternativas de la variable de interés ni para la formación de expectativas, es oportuno descartar al menos los que más se reiteran con mayor impacto. El tipo de cambio real es una de las variables que presenta mayor nivel de robustez, ya que además de ser altamente significativa, presenta unos coeficientes elevados para todos los procesos generadores de expectativas dentro de las dos primeras variables dependientes. En contraposición a la relación directa reflejada por el tipo de cambio real, la desviación

respecto a la paridad central y los diferenciales de la oferta monetaria y de inflación inciden negativamente sobre la probabilidad de elegir un sistema de tipos de cambio fijo, como es de esperar. Estas conclusiones extraídas de los Cuadros 7. 43 a 7. 45 coinciden con la información expuesta en los Cuadros 7. 46 a 7. 48. Al considerar *peg_ledesma*, la tasa de paro se convierte en aquélla que experimenta el poder explicativo más elevado por su magnitud en términos relativos; sin embargo, en ninguno de los tres casos de las expectativas muestra el signo esperado. Por otra parte, según los criterios de selección de modelos que se encuentran disponibles dada nuestra metodología, la especificación de *peg_ledesma* con expectativas orientadas al futuro prioriza el papel del diferencial de tasas de inflación, la distancia respecto de la paridad central y el diferencial del agregado monetario *MI*, por este orden. De menor impacto, pero también altamente significativas, se encuentran el índice de producción industrial, el nivel de deuda nacional y el volumen de reservas. Aunque es preciso mencionar que los signos de los coeficientes estimados no se corresponden en su totalidad con los esperados, como es el caso de la tasa de paro, la desviación respecto a la paridad central y el índice de producción industrial.

Cuadro 7. 43: Modelo de Tronzano *et al.* (2003) considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Tcr	0,1632533* (8,7617)	0,1566987* (24,4635)	0,1512424* (13,6002)
+	Bal. comercial		-9,27E-06** (-2,2946)	-0,0000291* (-5,1053)
-	Paro			
+	Reservas	-1,10E-07* (-4,6025)	-7,98E-08* (-4,2674)	
-	M1			0,0646184* (2,7667)
-	DifM1	-0,0623445** (-2,2473)		-0,0952757* (-2,8100)
-	Difinf		-0,3483804* (-3,0584)	
-	Dpc	-0,2421454* (-6,0894)	-0,2145282* (-7,7625)	-0,0931769* (-2,8249)
+	Ipi	0,0178081* (2,6491)	0,0445014* (7,7718)	0,0772798* (10,3781)
-	Deuda	-0,0023104* (-6,1611)	-0,0036409* (-10,7719)	-0,00548* (-11,7748)
	Constante		-2,971777* (-4,6309)	-8,954655* (-8,4707)
Contraste de Wald		81,30 [0,0000]	723,81 [0,0000]	288,06 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		64,39	59,50	43,31
AIC		980,25	1006,24	920,17
BIC		1018,77	1056,45	970,04
No. Observaciones		1.814	1.958	1.884

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 44: Modelo de Tronzano *et al.* (2003) considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Tcr	0,1166389* (26,0879)	0,3353848* (37,7975)	0,1951135* (26,8098)
+	Bal. comercial			-0,0000341* (-3,6627)
-	Paro			
+	Reservas		-2,89E-07* (-7,1358)	-7,17E-07* (-21,5964)
-	M1		-0,0470715** (-2,0155)	
-	DifM1	-0,1024176* (-3,0769)		
-	Difinf			
-	Dpc		-0,8121321* (-4,2194)	-0,4218303* (-4,9722)
+	Ipi	0,0569226* (9,7594)	0,0949109* (13,5193)	0,0869317* (12,9126)
-	Deuda			0,0583324* (13,1676)
	Constante	-8,19622* (-14,2938)	-14,94383* (-19,4922)	-22,82054* (-33,0091)
Contraste de Wald		853,29 [0,0000]	1696,23 [0,0000]	2395,37 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		38,57	38,51	36,00
AIC		991,21	894,76	833,60
BIC		1019,24	934,15	878,15
No. Observaciones		2.009	2.054	1.936

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico *z*. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 45: Modelo de Tronzano *et al.* (2003) considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Tcr			0,0761358* (2,7847)
+	Bal. comercial			-0,000049* (-2,6630)
-	Paro	1,218387* (6,1420)	0,4464176* (7,2275)	0,1970789* (3,6337)
+	Reservas	0,0000304* (3,3224)		
-	M1			
-	DifM1	-0,0721323** (-2,0870)	-0,0633632* (-2,7537)	
-	Difinf	-0,4431803** (-2,3068)	-0,5734093* (-3,0996)	
-	Dpc	0,0979909** (2,2173)		
+	Ipi	-0,08683* (-3,3508)	0,04905* (6,0600)	0,047044* (5,0590)
-	Deuda	-0,0046394* (-3,9758)	-0,0037804* (-7,5292)	-0,0101255* (-5,4029)
	Constante	13,74539* (3,8026)		8,032413* (3,6878)
Contraste de Wald		50,69 [0,0000]	106,59 [0,0000]	56,78 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		96,28	94,58	94,42
AIC		220,13	304,08	318,96
BIC		269,60	337,49	357,94
No. Observaciones		1.803	1.937	1.936

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico *z*. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 46: Efectos marginales del modelo de Tronzano *et al.* (2003) considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Tcr	0,0123685* (2,6631)	0,0155996* (7,8119)	0,0150501* (8,6975)
+	Bal. comercial		-9,23E-07** (-2,2903)	-2,90E-06* (-3,9084)
-	Paro			
+	Reservas	-8,36E-09* (-2,5644)	-7,95E-09* (-3,8038)	
-	M1			0,0064301* (2,6136)
-	DifM1	-0,0047234 (-1,5447)		-0,0094808* (-2,6421)
-	Difinf		-0,0346817* (-3,0107)	
-	Dpc	-0,0183456** (-2,5465)	-0,0213566* (-5,5616)	-0,009272* (-2,9112)
+	Ipi	0,0013492* (14,3991)	0,0044302* (6,8792)	0,0076901* (5,7470)
-	Deuda	-0,000175* (-3,1306)	-0,0003625* (-7,2355)	-0,0005453* (-6,3555)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 47: Efectos marginales del modelo de Tronzano *et al.* (2003) considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Tcr	0,0070011* (14,3377)	0,0053554* (4,9999)	0,0024491* (3,3285)
+	Bal. comercial			-4,28E-07** (-2,3778)
-	Paro			
+	Reservas		-4,61E-09* (-4,2685)	-9,00E-09* (-3,3088)
-	M1		-0,0007516*** (-1,8216)	
-	DifM1	-0,0061475* (-3,0014)		
-	Difinf			
-	Dpc		-0,0129682* (-2,8696)	-0,0052948* (-2,7013)
+	Ipi	0,0034167* (6,3531)	0,0015155* (4,0360)	0,0010912* (3,0947)
-	Deuda			0,0007322* (2,6253)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 48: Efectos marginales del modelo de Tronzano *et al.* (2003) considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Tcr			0,000063** (2,1212)
+	Bal. comercial			-4,05E-08 (-1,6200)
-	Paro	0,0039982* (2,9086)	0,0049732* (7,5719)	0,000163** (1,9498)
+	Reservas	9,98E-08* (2,5266)		
-	M1			
-	DifM1	-0,0002367 (-1,6268)	-0,0007059* (-2,5697)	
-	Difinf	-0,0014543* (-2,0498)	-0,0063879** (-2,4161)	
-	Dpc	0,0003216 (1,6467)		
+	Ipi	-0,0002849* (-2,5621)	0,0005464* (7,5366)	0,0000389** (1,9450)
-	Deuda	-0,0000152** (-2,3206)	-0,0000421* (-8,4538)	-8,37E-06* (-3,2568)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

7. 4. 2. Modelos alternativos

En esta sección hemos querido contrastar otros modelos alternativos, considerando todas las variables propuestas por las diferentes corrientes de pensamiento analizadas anteriormente, clasificándolas por grupos: monetarias, reales, de competitividad, fiscales y por último, indicadores de posibles presiones especulativas (como la distancia del tipo de cambio respecto a la paridad central o a su banda superior de fluctuación). Para ello, previamente se han tenido que eliminar aquéllas que presentan mayor correlación dentro de cada grupo de factores.

El primer modelo alternativo se ha estimado aplicando de modo secuencial la metodología de lo particular a lo general. La forma de proceder es la siguiente: se regresa la variable dependiente sobre un primer conjunto de variables; a continuación se comienzan a extraer aquéllas que no son significativas hasta quedarnos con aquél

subconjunto que sí lo sean. Posteriormente, se añade otro conjunto de variables y vuelven a eliminar las no significativas y así, sucesivamente. Los resultados expuestos en los Cuadros 7. 49 a 7. 51 son los asociados a la estimación por efectos aleatorios.

A grandes rasgos se puede afirmar que la probabilidad de que el banco central se responsabilice a mantener su paridad central se encuentra explicada en mayor magnitud por variables monetarias (oferta monetaria, volumen de reservas y diferencial de tipos de interés, por este orden), reales (tasa de paro nacional y extranjera e índice de producción nacional y de la Zona Euro) y de competitividad (diferencial de costes laborales). Las variables fiscales no parecen tener mucha capacidad explicativa de forma robusta; sin embargo, más incidencia presentan las asociadas a evaluar potenciales ataques especulativos.

Con esta primera alternativa, se mejora el porcentaje de aciertos hasta alcanzar el 96,73% y también disminuyen los criterios de información (AIC=93,38 y BIC=130,43). En dicha especificación vinculada a *peg_ledesma* con la hipótesis de que los individuos forman sus expectativas orientadas al futuro destacan únicamente tres variables como indicadores de una potencial crisis de balanza de pagos. Al igual que la especificación obtenida por Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables (véase Cuadro 7. 30, primera columna), destacan el tipo de interés de la Zona Euro y la tasa de paro nacional; sin embargo, aquí consideran oportuno analizar el comportamiento del índice de producción industrial de la UEM, el tipo de interés nacional y en menor medida el diferencial de costes laborales. Sin embargo, es preciso señalar que los signos estimados no coinciden con los esperados por la literatura teórica.

Cuadro 7. 49: Modelo Alternativo 1 considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Crédito_dom	0,0000265* (3,4062)	8,09E-06* (7,3545)	2,34E-06* (3,6677)
-	Paro			
+	Paro_e	1,63178* (7,9667)	0,9066727* (5,1627)	
+	Ipi	-0,0519011* (-4,2531)		
-	Ipi_e			
-	Dif_costeslaborales	0,0625493* (4,5738)	0,035521* (3,3020)	
+	Lntr			
-	Def	0,0000235** (2,1560)		
-	LnM1			
-	LnM3		-4,093703* (-6,2997)	1,04496* (18,1888)
-	Difi		-0,1948963* (-3,3611)	-0,2196189* (-6,4647)
+	Bal. Comercial			-0,000031* (-4,8742)
+	Lnreservas		5,881614* (7,8135)	
+	Indice_empleo			
+	Cta. Corriente			
-	Cta. Corriente_e		0,0000548* (3,2235)	
-	I			
+	I_e			
-	Dpc			
-	Db			
-	Deuda		-0,10141121* (-2,9567)	
-	Difdeuda			
	Constante			-2,196119* (-3,0644)
Contraste de Wald		64,85 [0,0000]	132,62 [0,0000]	447,02 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		71,42	70,20	59,90
AIC		371,46	523,23	853,18
BIC		401,95	569,70	885,94
No. Observaciones		1.191	1.292	1.738

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 50: Modelo Alternativo 1 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Crédito_dom			4,45E-06 (3,1786)
-	Paro		-0,2109538* (-4,3842)	
+	Paro_e	3,005116* (11,4779)	0,8503202* (5,3291)	
+	Ipi			
-	Ipi_e			
-	Dif_costeslaborales			
+	Lnter		3,262847* (10,7770)	-1,465958* (-2,6161)
-	Def	0,00008** (2,3256)	-0,0000554* (-6,5407)	
-	LnM1	2,075824* (7,8130)		
-	LnM3			
-	Difi			
+	Bal. Comercial			
+	Lnreservas	1,832542* (6,8956)	1,549864* (8,3282)	2,62755* (7,0779)
+	Indice_empleo	0,0783096* (5,0484)		0,0417262* (3,2348)
+	Cta. Corriente	-0,0000644** (-2,1980)	0,0000521* (9,9427)	
-	Cta. Corriente_e			
-	I			
+	I_e			
-	Dpc			
-	Db		-0,3552385* (-3,8524)	-0,3795756* (-4,4821)
-	Deuda			
-	Difdeuda		0,0839997* (5,6518)	
	Constante	-64,23048* (-23,3830)	-27,56036* (-14,8959)	-25,5255* (-9,0013)
Contraste de Wald		2847,90 [0,0000]	3294,70 [0,0000]	253,02 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		45,41	44,15	39,29
AIC		287,78	714,34	401,87
BIC		327,80	767,61	436,08
No. Observaciones		1.099	1.522	980

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 51: Modelo Alternativo 1 considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Crédito_dom			
-	Paro	1,022733* (3,0115)		
+	Paro_e		1,069795* (9,1769)	
+	Ipi			
-	Ipi_e	-0,6323757* (-3,2403)		0,3406228* (6,7903)
-	Dif_costeslaborales	0,1604068* (3,5872)		
+	Lntcr			
-	Def			
-	LnM1			
-	LnM3			
-	Difi			-0,0803515* (-4,0665)
+	Bal. Comercial			
+	Lnreservas			
+	Indice_empleo			
+	Cta. Corriente			
-	Cta. Corriente_e		1,0000901* (4,2103)	
-	I	-0,3464185* (-4,6144)	-0,0846664* (-5,2418)	
+	I_e	-2,322881* (-2,8004)		
-	Dpc		-0,2877854* (-3,8067)	
-	Db			
-	Deuda			-0,0025526* (-3,1836)
-	Difdeuda			
	Constante	95,16092* (4,1857)		-25,35774* (-5,0626)
Contraste de Wald		23,10 [0,0003]	106,92 [0,0000]	71,64 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		96,73	96,33	96,28
AIC		93,38	293,66	248,61
BIC		130,43	321,91	276,31
No. Observaciones		1.470	2.099	1.882

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 52: Efectos marginales del modelo Alternativo 1 considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Crédito_dom	4,13E-08 (0,7677)	4,11E-08*** (1,7415)	3,22E-08* (3,6018)
-	Paro			
+	Paro_e	0,0025461 (0,8053)	0,0045998 (1,5715)	
+	Ipi	-0,000081 (-0,7074)		
-	Ipi_e			
-	Dif_costeslaborales	0,0000976 (0,7372)	0,0001802 (1,2690)	
+	Lntr			
-	Def	6,67E-08 (0,7126)		
-	LnM1			
-	LnM3		-0,0207685 (-1,5273)	0,0143923* (30,6350)
-	Difi		-0,0009888 (-1,5518)	-0,0030248* (-6,7323)
+	Bal. Comercial			-4,27E-07* (-4,6063)
+	Lnreservas		0,0298391 (1,5593)	
+	Indice_empleo			
+	Cta. Corriente			
-	Cta. Corriente_e		2,78E-07 (1,4404)	
-	I			
+	I_e			
-	Dpc			
-	Db			
-	Deuda		-0,0005145 (-1,1722)	
-	Difdeuda			

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 53: Efectos marginales del modelo Alternativo 1 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Crédito_dom			2,37E-07* (2,9151)
-	Paro		-0,0063183* (-4,5851)	
+	Paro_e	0,0985787* (12,2320)	0,025468* (3,9476)	
+	Ipi			
-	Ipi_e			
-	Dif_costeslaborales			
+	Lntcr		0,0977256* (4,3177)	-0,0778557* (-2,7470)
-	Def	2,62E-06** (2,2982)	-1,66E-06* (-4,0887)	
-	LnM1	0,0680946* (8,1526)		
-	LnM3			
-	Difi			
+	Bal. Comercial			
+	Lnreservas	0,060114* (6,6550)	0,04642* (4,7351)	0,1395467* (6,4288)
+	Indice_empleo	0,0025688* (5,0657)		0,002216* (3,8319)
+	Cta. Corriente	-2,11E-06** (-2,1798)	1,56E-06* (4,4193)	
-	Cta. Corriente_e			
-	I			
+	I_e			
-	Dpc			
-	Db		-0,0106398* (-2,8139)	-0,0201589* (-3,2993)
-	Deuda			
-	Difdeuda		0,0025159* (13,7181)	

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 54: Efectos marginales del modelo Alternativo 1 considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Crédito_dom			
-	Paro	0,0017792 (1,1671)		
+	Paro_e		0,0043555 (1,5800)	
+	Ipi			
-	Ipi_e	-0,0011001 (-1,1802)		0,0017829** (2,1645)
-	Dif_costeslaborales	0,000279 (1,0000)		
+	Lntcr			
-	Def			
-	LnM1			
-	LnM3			
-	Difi			-0,0004206*** (-1,7445)
+	Bal. Comercial			
+	Lnreservas			
+	Indice_empleo			
+	Cta. Corriente			
-	Cta. Corriente_e		3,67E-07 (1,3014)	
-	I	-0,0006026 (-1,1035)	-0,0003447 (-1,2298)	
+	I_e	-0,0040409 (-0,9613)		
-	Dpc		-0,0011717 (-1,3000)	
-	Db			
-	Deuda			-0,0000134 (-1,5581)
-	Difdeuda			

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

En nuestro segundo modelo alternativo emplearemos los mismos grupos de potenciales factores explicativos, aunque en este caso la diferencia radica en la metodología a emplear. El procedimiento consiste en ir de lo general a lo particular (véase, por ejemplo, Hendry, 1995). En concreto, consideraremos todos los conjuntos de variables y eliminaremos aquellas que no sean significativas, hasta llegar a una especificación en la

cual todas lo sean. Estos resultados estimados también por efectos aleatorios, se muestran en los Cuadros 7. 55 a 7. 57 y sus respectivos efectos marginales en los Cuadros 7. 58 a 7. 60⁷⁹.

Este modelo ayuda a identificar los mismos determinantes que con el Modelo Alternativo 1. Tal vez cabe mencionar que el diferencial de costes laborales tiene una menor repercusión respecto a la opción anterior, pero sigue siendo significativo. Como ha venido sucediendo en casi todos los modelos anteriormente examinados, la mejor especificación se sitúa con la tercera variable dependiente y primera opción de expectativas. Sin embargo, a pesar de que no se aprecian diferencias en el porcentaje de predicciones correctas respecto al anterior (96,74%), los criterios de información son más reducidos (AIC=82,96 y BIC=114,71). Por este motivo, nos decantamos por esta última especificación, la cual identifica los mismos factores explicativos que antes, pero con la diferencia de que en lugar de determinar al índice de producción industrial extranjero como condicionante de la probabilidad de sostenibilidad del sistema fijo, detecta a la tasa de paro de la Zona Euro.

⁷⁹ Existe poca significatividad en los efectos marginales, ya que no sólo no son significativos los asociados a *peg_rr* en cualquiera de sus vertientes, junto con *peg_sig_rr* para las expectativas orientadas al futuro, sino que además, a diferencia de otros modelos, los que son significativos muestran niveles de significación superiores (10%).

Cuadro 7. 55: Modelo Alternativo 2 considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	LnM1	-0,7103202** (-2,4995)		
-	LnM3		-1,157677* (-3,0388)	
-	DifM2			
-	Tc	0,8727168* (12,5286)		
+	Lntcr			
-	Paro			-0,3054949* (-6,3150)
+	Paro_e	1,176484* (6,3735)	0,9203663* (6,5117)	
+	Ipi	0,0513765* (3,5176)		-0,0784978* (-8,3531)
-	Ipi_e			
-	Dif_costeslaborales	0,0447063* (4,1941)		
-	Def	0,0000249* (2,6183)		
-	Crédito_dom		6,96E-06* (7,2274)	3,09E-06* (4,0339)
+	Lnreservas		2,219957* (5,0664)	4,201626* (10,2580)
-	Difi		-0,1695287* (-3,8156)	-0,3805475* (-7,7092)
+	Bal. Comercial			-0,0000427* (-4,4029)
+	Cta. Corriente			
-	Cta. Corriente_e		0,0000392* (2,7801)	
-	I			
-	Deuda		-0,0018221* (-6,1412)	
-	Difdeuda			
+	Indice_empleo			
-	Dpc			
-	Db			
	Constante		-12,21186* (-4,1177)	-25,6623* (-6,3819)
Contraste de Wald		1834,90 [0,0000]	122,75 [0,0000]	151,95 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		68,18	68,66	56,20
AIC		454,07	717,97	773,81
BIC		490,13	766,32	818,28
No. Observaciones		1.276	1.592	1.918

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 56: Modelo Alternativo 2 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	LnM1	6,59455* (5,8437)		
-	LnM3			
-	DifM2			
-	Tc	1,036268* (5,7324)		
+	Lntcr	-18,47038* (-4,8369)	3,906368* (17,5945)	3,73403* (12,1730)
-	Paro		-0,5669932* (-8,7228)	0,0704626** (2,0031)
+	Paro_e	7,101956* (7,8512)	1,777974* (7,0723)	
+	Ipi			0,0462566* (4,4832)
-	Ipi_e			
-	Dif_costeslaborales			
-	Def	0,0001418** (2,3246)		
-	Crédito_dom			0,0000116* (4,0278)
+	Lnreservas	3,071249* (4,3469)		1,728595* (8,2505)
-	Difi			
+	Bal. Comercial			
+	Cta. Corriente	-0,0001204** (-2,2547)		0,000013* (5,1793)
-	Cta. Corriente_e			
-	I			
-	Deuda			
-	Difdeuda	-0,2313552** (-2,4154)	0,0405722** (2,2330)	-0,0021121** (-2,1700)
+	Indice_empleo	-0,3760768* (-5,6446)	-0,1571923* (-7,9861)	
-	Dpc			
-	Db	1,698399* (5,0653)	-0,1931676* (-3,5047)	-0,2865404* (-4,6520)
	Constante	-118,7405* (-8,6283)		-27,65457* (-14,6414)
Contraste de Wald		458,37 [0,0000]	1017,86 [0,0000]	2559,58 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		50,64	53,32	40,35
AIC		188,55	463,18	802,25
BIC		246,57	498,20	856,39
No. Observaciones		930	1.099	1.658

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 57: Modelo Alternativo 2 considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	LnM1			
-	LnM3			
-	DifM2		-0,0756163* (-3,1938)	
-	Tc			
+	Lntcr			
-	Paro	1,226012* (4,4139)		
+	Paro_e	7,793088* (5,3674)	1,075872* (7,5464)	
+	Ipi			
-	Ipi_e			0,5116442* (6,7975)
-	Dif_costeslaborales	0,1108047* (4,5582)		0,0439129** (2,5542)
-	Def			
-	Crédito_dom			
+	Lnreservas			
-	Difi			
+	Bal. Comercial			
+	Cta. Corriente			
-	Cta. Corriente_e		0,0001032* (4,5263)	
-	I	-0,1981159* (-6,2787)	-0,0921721* (-5,1285)	
-	Deuda			-0,0790753* (-4,9311)
-	Difdeuda		-0,002361* (-5,0907)	
+	Indice_empleo			
-	Dpc			6,958456* (2,6267)
-	Db			
	Constante	-49,30775* (-4,0786)		-38,70597* (-5,3663)
Contraste de Wald		52,43 [0,0000]	89,79 [0,0000]	56,52 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		96,74	96,31	98,21
AIC		82,96	257,09	169,76
BIC		114,71	289,93	202,09
No. Observaciones		1.470	1.760	1.618

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico *z*. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 58: Efectos marginales del modelo Alternativo 2 considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	LnM1	-0,0000781 (-0,9298)		
-	LnM3		-0,0325249 (-1,4904)	
-	DifM2			
-	Tc	0,000096 (1,1552)		
+	Lntcr			
-	Paro			-0,006718 (-1,6098)
+	Paro_e	0,0001294 (1,1937)	0,0258577 (1,6421)	
+	Ipi	5,65E-06 (1,0701)		-0,0017262 (-1,5991)
-	Ipi_e			
-	Dif_costeslaborales	4,92E-06 (1,0837)		
-	Def	2,74E-09 (1,1004)		
-	Crédito_dom		1,96E-07 (1,6066)	6,80E-08 (1,5632)
+	Lnreservas		0,0623697 (1,5368)	0,0923957 (1,6173)
-	Difi		-0,0047629 (-1,4747)	-0,0083684*** (-1,6452)
+	Bal. Comercial			-5,42E-07 (-1,6083)
+	Cta. Corriente			
-	Cta. Corriente_e		1,10E-06 (1,4286)	
-	I			
-	Deuda		-0,0000512 (-1,5562)	
-	Difdeuda			
+	Indice_empleo			
-	Dpc			
-	Dbc			

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 59: Efectos marginales del modelo Alternativo 2 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	LnM1	0,1157761 (0,9840)		
-	LnM3			
-	DifM2			
-	Tc	0,0181931 (0,9526)		
+	Lntcr	-0,3242723 (-0,9038)	0,2268176* (14,0681)	0,170365* (7,5198)
-	Paro		-0,0329216* (-6,5827)	0,0032149*** (1,8049)
+	Paro_e	0,1246843 (1,0143)	0,1032354* (6,7684)	
+	Ipi			0,0021105* (3,2360)
-	Ipi_e			
-	Dif_costeslaborales			
-	Def	2,49E-06 (0,9842)		
-	Crédito_dom			5,31E-07* (3,7394)
+	Lnreservas	0,0539199 (1,1011)		0,0788671* (7,5203)
-	Difi			
+	Bal. Comercial			
+	Cta. Corriente	-2,11E-06 (-0,9635)		5,94E-07* (4,7903)
-	Cta. Corriente_e			
-	I			
-	Deuda			
-	Difdeuda	-0,0040618 (-0,8348)	0,0023558** (2,1753)	-0,0000964** (-2,1094)
+	Indice_empleo	-0,0066025 (-1,1867)	-0,0091271* (-7,6116)	
-	Dpc			
-	Dbis	0,0298177 (1,0068)	-0,011216* (-3,5120)	-0,0130734* (-4,3797)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 60: Efectos marginales del modelo Alternativo 2 considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	LnM1			
-	LnM3			
-	DifM2		-0,0005161*** (-1,9044)	
-	Tc			
+	Lntcr			
-	Paro	0,0003433*** (1,8378)		
+	Paro_e	0,0021821*** (1,8282)	0,0073426* (3,3033)	
+	Ipi			
-	Ipi_e			0,0032737* (4,7805)
-	Dif_costeslaborales	0,000031*** (1,7222)		0,000281** (2,4120)
-	Def			
-	Crédito_dom			
+	Lnreservas			
-	Difi			
+	Bal. Comercial			
+	Cta. Corriente			
-	Cta. Corriente_e		7,04E-07** (2,1931)	
-	I	-0,0000555*** (-1,7290)	-0,0006291** (-2,1019)	
-	Deuda			-0,000506* (-4,5381)
-	Difdeuda		-0,0000161** (-2,1816)	
+	Indice_empleo			
-	Dpc			0,0445227* (2,5421)
-	Db			

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Interesados por averiguar si el papel de algunas variables políticas, institucionales e indicadores de las expectativas de los agentes influyen sobre la probabilidad de estabilidad del sistema cambiario analizamos un tercer modelo alternativo. Aplicamos la

metodología de lo particular a lo general⁸⁰ incorporando estos nuevos factores explicativos al conjunto de variables estudiadas hasta el momento (monetarias, reales, de competitividad, fiscales y de medición de la presión especulativa).

Los resultados de la estimación por efectos aleatorios junto con los efectos marginales asociados a estos modelos se exponen en los Cuadros 7. 61 a 7. 66⁸¹. De forma general se puede advertir que la variable con mayor poder explicativo, dada la magnitud de su coeficiente, es la tasa de paro de la Zona Euro. Como se ha venido indicando en modelos anteriores, también influyen de forma notable variables monetarias como la oferta monetaria, las reservas internacionales y el diferencial de tipos de interés. Por otra parte, los factores asociados a la confianza de los agentes económicos no sólo revelan una alta significatividad en el mantenimiento del tipo de cambio fijo, sino que además la magnitud de sus coeficientes es elevada. El factor de mayor repercusión es el índice de sentimiento económico, elaborado como una media ponderada entre otros indicadores que sirven para extraer las expectativas de la situación económica a medio plazo (entre ellos, índice de confianza del consumidor, industrial, de servicios, de comercio y de construcción⁸²). Asimismo, la confianza en las instituciones europeas de mayor relevancia, ya sea en el BCE como en la Comisión o Parlamento Europeo, pueden servir de ayuda para evitar el colapso del sistema. En la mayoría de los casos se confirma que cuanto mayor sea la confianza en estos organismos, más probable es que una economía adopte un régimen de tipos de cambio fijo. Del mismo modo, el impacto de las variables políticas es significativo, aunque con un menor grado de robustez. Finalmente, la mejor especificación vuelve a coincidir con la tercera variable dependiente y con la formación de expectativas orientadas al futuro. Por el momento, este modelo supera a los anteriores dado que su porcentaje de aciertos es de 98,84% y

⁸⁰ Únicamente se muestran los resultados vinculados a esta metodología, porque el procedimiento de lo general a lo particular presenta problemas de iteración en Stata.

⁸¹ En los Cuadros 7. 61 a 7.66 se exponen las variables que han mostrado ser significativas [empleando los niveles de significación comunes (0,1; 0,5 y 0,10)] para alguna de las variables dependientes o para cualquiera de la formación de expectativas. El resto de variables (monetarias, reales, de competitividad, fiscales y de presiones especulativas) que se han considerado dentro de este modelo se encuentran explicadas en el Anexo B. 1. Es preciso añadir que con la finalidad de evitar multicolinealidad se han eliminado de dicho conjunto aquéllas que presentan fuertes correlaciones.

⁸² Véase Anexo B. 1.

sus criterios de información son los más reducidos ($AIC=24,63$ y $BIC=57,22$)⁸³. Si bien es cierto que el factor de mayor repercusión es el índice de producción industrial de la Zona Euro, las variables relacionadas con la confianza en las instituciones europeas y el índice de confianza del consumidor se identifican como las de mayor trascendencia sobre la probabilidad de sostenibilidad del régimen cambiario fijo. La mayor parte de las conclusiones obtenidas coinciden, en relación a los signos y la magnitud, con los efectos marginales (Cuadros 7. 64 a 7. 66), aunque su significatividad sea bastante escasa.

⁸³ Aunque una de las debilidades que presenta es el menor número de observaciones que presenta, dado que, como en el resto de especificaciones asociados al Modelo Alternativo 3, la disponibilidad de los datos relacionados con las variables políticas, institucionales y de expectativas es limitada.

Cuadro 7. 61: Modelo Alternativo 3 considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Lnml			
-	Lnml3		-2,79982* (-9,3339)	
-	Créd_dom		7,50E-06* (6,3559)	
+	Lnreservas			
+	Paro_e	1,090646* (3,6346)	2,301581* (10,0416)	
+	Ipi	-0,0691131* (-3,4922)		
-	Ipi_e			
-	Difi		-0,247287** (-2,3912)	-0,7800092* (-4,6612)
-	Dif_costeslaborales		0,1496487* (7,1406)	
-	Difdeuda			
+	Indice_empleo			
+	Cta. Corriente			
-	Dpc			
-	Dbis			
+	Conf_consumidor			
+	Sent_económico		0,2015755* (7,9120)	0,2592244* (16,6747)
+	Conf_bce			
+	Conf_comisión europea			
+	Conf_parlameuropeo	0,07177007** (2,3164)		
+	Derechas	-0,0261015* (-2,7288)	-0,0262008 (-1,5429)	
-	Pol_dchos políticos			6,26814* (3,6256)
+	Exp_próximo año		0,120326* (3,0998)	
	Constante			
Contraste de Wald		34,91 [0,0000]	199,64 [0,0000]	4156,39 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		64,42	72,84	73,84
AIC		206,60	306,59	190,98
BIC		227,57	344,28	209,36
No. Observaciones		489	821	730

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 62: Modelo Alternativo 3 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Lnml	2,099683* (10,1757)		
-	Lnml3			
-	Créd_dom			
+	Lnreservas	1,879963* (7,8517)		
+	Paro_e	3,06484* (11,3643)	1,148634* (8,2812)	
+	Ipi			
-	Ipi_e			
-	Difi			
-	Dif_costeslaborales			
-	Difdeuda		0,3381416* (10,9731)	
+	Indice_empleo	0,1131823* (3,3937)		
+	Cta. Corriente	0,0000198* (6,6667)		
-	Dpc			
-	Dbis			-0,2698811* (-3,8174)
+	Conf_consumidor	-0,0473967** (-2,4462)		
+	Sent_económico		0,1697936* (5,1503)	0,0915665* (3,7225)
+	Conf_bce		-0,4766082* (-5,4497)	
+	Conf_comisióneuropea		0,2941059* (4,8890)	
+	Conf_parlameuropeo			
+	Derechas			
-	Pol_dchospolíticos			11,07537* (4,2287)
+	Exp_próximo año			
	Constante	-75,26054* (-17,5842)		
Contraste de Wald		2747,91 [0,0000]	618,61 [0,0000]	1187,31 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		35,81	45,23	46,35
AIC		282,07	223,12	365,08
BIC		321,29	252,34	383,11
No. Observaciones		994	964	671

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 63: Modelo Alternativo 3 considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Lnml			
-	Lnml3			
-	Créd_dom			
+	Lnreservas			
+	Paro_e		3,475363* (11,4749)	
+	Ipi			
-	Ipi_e	-10,36917* (-3,3393)		0,4023763* (8,2505)
-	Difi			
-	Dif_costeslaborales	1,732002** (2,4149)		
-	Difdeuda			
+	Indice_empleo			
+	Cta. Corriente			
-	Dpc		-1,552985* (-5,1640)	
-	Dbis			
+	Conf_consumidor	-3,262212* (-4,1100)		
+	Sent_económico		0,2172057* (7,4593)	
+	Conf_bce	9,211005* (3,7346)	0,8684183* (2,8798)	
+	Conf_comisióneuropea			
+	Conf_parlameuropeo	-6,530836* (-3,1435)	-0,563258** (-1,9734)	
+	Derechas			
-	Pol_dchospolíticos			
+	Exp_próximo año			
	Constante	1016,022* (3,0872)		-29,91724* (-6,2104)
Contraste de Wald		32,13 [0,0000]	2497,38 [0,0000]	68,07 [0,0000]
Predicciones (% aciertos)		98,84	97,12	95,75
AIC		24,63	67,91	346,24
BIC		57,22	97,41	363,31
No. Observaciones		777	1008	2189

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 64: Efectos marginales del modelo Alternativo 3 considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Lnml			
-	Lnml3		-0,0026186 (-0,6131)	
-	Créd_dom		4,12E-08 (1,5373)	
+	Lnreservas			
+	Paro_e	0,0097326 (0,7549)	-0,0133452 (-0,7801)	
+	Ipi	-0,0006167 (-0,7068)		
-	Ipi_e			
-	Difi		0,0056009 (0,8089)	-0,0002994 (-1,1367)
-	Dif_costeslaborales		-0,0023275 (-1,0062)	
-	Difdeuda			
+	Indice_empleo			
+	Cta. Corriente			
-	Dpc			
-	Dbis			
+	Conf_consumidor			
+	Sent_económico		0,0012687 (1,3825)	0,0000995 (1,4940)
+	Conf_bce			
+	Conf_comisión europea			
+	Conf_parlamento europeo	0,0006398 (0,8693)		
+	Derechas	-0,0002329 (-0,7000)	-0,0003719 (-0,9499)	
-	Pol_dchos políticos			0,0024063 (1,2851)
+	Exp_próximo año		0,0066574 (1,3290)	

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 65: Efectos marginales del modelo Alternativo 3 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Lnml	0,0628742* (3,7434)		
-	Lnml3			
-	Créd_dom			
+	Lnreservas	0,0562947* (4,2371)		
+	Paro_e	0,0917754* (3,9556)		
+	Ipi			
-	Ipi_e			
-	Difi			
-	Dif_costeslaborales			
-	Difdeuda			
+	Indice_empleo	0,0033892* (11,2785)		
+	Cta. Corriente	5,92E-07* (3,6319)		
-	Dpc			
-	Db			-2,65E-06 (-1,4096)
+	Conf_consumidor	-0,0014193** (-2,5490)		
+	Sent_económico			9,01E-07*** (1,8056)
+	Conf_bce			
+	Conf_comisión europea			
+	Conf_parlamento europeo			
+	Derechas			
-	Pol_dchos políticos			0,0001089** (2,0743)
+	Exp_próximo año			

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Los efectos marginales asociados a la formación de expectativas instantáneas no se pueden mostrar debido a problemas de iteración.

Cuadro 7. 66: Efectos marginales del modelo Alternativo 3 considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Lnml			
-	Lnml3			
-	Créd_dom			
+	Lnreservas			
+	Paro_e		0,0006526 (0,9038)	
+	Ipi			
-	Ipi_e	-0,003954 (-1,2309)		0,0000258 (0,7725)
-	Difi			
-	Dif_costeslaborales	0,0006605 (1,0994)		
-	Difdeuda			
+	Indice_empleo			
+	Cta. Corriente			
-	Dpc		-0,0002916 (-0,7741)	
-	Dbis			
+	Conf_consumidor	-0,001244 (-1,5345)		
+	Sent_económico		0,0000408 (0,9007)	
+	Conf_bce	0,0035124 (1,3783)	0,0001631 (0,8589)	
+	Conf_comisióneuropea			
+	Conf_parlameuropeo	-0,0024904 (-1,3196)	-0,0001058 (-0,8145)	
+	Derechas			
-	Pol_dchospolíticos			
+	Exp_próximoaño			

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

7. 4. 3. Modelo eclético empleando el Análisis de Componentes Principales

En este subepígrafe, consideramos una de las técnicas estadísticas ampliamente utilizadas en materia de síntesis de la información, cuyo objetivo es reducir el número de p variables explicativas a otro conjunto de k variables, donde $k < p$, evitando así información redundante. Este método es el denominado Análisis de Componentes Principales (ACP), inicialmente propuesto por Pearson (1901) a finales del siglo XIX.

Esta técnica multivariante nos va a permitir simplificar el amplio conjunto de variables macroeconómicas, políticas e institucionales empleados en el Modelo Alternativo 3 en una especie de macro-características que reciben el nombre de componentes principales. La construcción de este nuevo conjunto de variables ficticias o latentes se realiza a partir del cálculo de unos autovectores llevando a cabo combinaciones lineales entre las p variables originales. Por tanto, este procedimiento proporciona la obtención de un menor número de factores explicativos no correlacionados entre sí, especificando el peso relativo de cada uno de ellos a la hora de explicar la mayor parte de la información o variabilidad (varianza) observada en los datos. Además, una de las ventajas a resaltar de este método es que no es necesario imponer ninguna hipótesis previa sobre el significado de los componentes principales.

Previamente es necesario asegurar la idoneidad de nuestra muestra para poder aplicar esta metodología. Además de confirmar la existencia de información repetida en varias variables a través de las elevadas correlaciones entre las variables originales, contrastadas estadísticamente en el Anexo B. 5⁸⁴, también se han considerado otros indicadores de la adecuación de los datos. Entre ellos, cabe mencionar la medida de adecuación muestral Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) propuesta por Kaiser (1970) y la prueba de esfericidad de Bartlett (1954). A partir del Cuadro 7. 67 se puede asegurar que se cumplen las condiciones necesarias para poder emplear esta técnica. En concreto, el primer estadístico se calcula de la siguiente manera:

$$KMO = \frac{\sum_{j \neq i} \sum_{i \neq j} \rho_{ij}^2}{\sum_{j \neq i} \sum_{i \neq j} \rho_{ij}^2 + \sum_{j \neq i} \sum_{i \neq j} \rho_{ij}^2(p)}$$

donde $\rho_{ij}^2(p)$ es el coeficiente de correlación parcial entre dos variables (X_i y X_j), permaneciendo el resto de variables constantes. Este índice, cuyo propósito es comparar el valor de los coeficientes de correlación observados con aquéllos coeficientes de

⁸⁴ Afirmaremos la existencia de una relación “fuertemente” estrecha entre dos variables explicativas cuando el valor máximo de la correlación cruzada se encuentre comprendido entre 0,6 y 1. Por el contrario, si dicho valor se sitúa en el rango 0,3-0,6, existe relación entre las dos variables analizadas, pero “débilmente”. Por debajo del valor 0,3 entenderemos que no existe relación.

correlación parcial, en nuestro caso presenta un valor de 0,721⁸⁵. Por tanto, como la proporción de la varianza que tienen en común las variables es bastante elevada, se asegura la conveniencia de esta técnica multivariante. Por otra parte, la prueba de esfericidad de Bartlett (1954) contrasta empíricamente si la matriz de correlaciones es una matriz identidad. Claramente se rechaza la hipótesis nula, reiterando una vez más la idoneidad de este procedimiento. Asimismo, el valor del determinante propio de la matriz de correlaciones se encuentra muy próximo a cero (2,09E-024), indicando la existencia de relaciones lineales entre las variables originales.

Cuadro 7. 67: Estadísticos de adecuación muestral del Análisis de Componentes Principales

Medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin		0,721
Prueba de esfericidad de Bartlett	Chi-cuadrado aproximado	3462,190
	gl	946
	Sig.	0,000

El Cuadro 7. 68 muestra las comunilidades asociadas a cada una de las variables, es decir, indican qué proporción de la variabilidad de cada variable queda explicada por los k componentes extraídos⁸⁶. Estos valores se encuentran en un rango entre cero y uno, recogiendo la situación en la que los factores comunes no contribuyen a explicar la variabilidad de la variable en cuestión o bien queda explicada en su totalidad. Como se puede observar, los valores son bastante elevados, garantizando así la fuerte capacidad explicativa por parte de los componentes principales.

⁸⁵ Este indicador se encuentra comprendido entre cero y uno. Según Kaiser (1970), si este indicador se sitúa por debajo de 0,5 la aplicación de esta metodología es inaceptable y por encima se considera más acertada cuanto más elevada sea su magnitud.

⁸⁶ El método de extracción de los factores para determinar el número de componentes que debemos retener se fundamenta en el procedimiento de los multiplicadores de Lagrange, despejando la incógnita de cuáles son los vectores que recogen las combinaciones lineales óptimas.

Cuadro 7. 68: Comunalidades tras la aplicación del Análisis de Componentes Principales

	Inicial	Extracción
Tc	1,000	0,949
Paro	1,000	0,686
Inf	1,000	0,786
I	1,000	0,900
Ir	1,000	0,890
Part	1,000	0,598
Bal. comercial	1,000	0,858
Dpc	1,000	0,686
Dbc	1,000	0,743
I_e	1,000	0,877
Inf_e	1,000	0,448
Tcr	1,000	0,932
Lnreservas	1,000	0,903
Cta. Corriente_e	1,000	0,651
Ipi_e	1,000	0,905
Cta. Corriente	1,000	0,781
Crédito_dom	1,000	0,793
Deuda	1,000	0,626
Deuda_e	1,000	0,802
Def	1,000	0,519
Conf_consumidor	1,000	0,731
Sentim_económico	1,000	0,721
Pertenencia_UE	1,000	0,775
Indice_empleo	1,000	0,562
Dif_costeslaborales	1,000	0,649
P_acciones	1,000	0,694
Ben_perten_UE	1,000	0,776
Apoyo_UE	1,000	0,747
Conf_comisióneuropea	1,000	0,964
Conf_bce	1,000	0,936
Conf_parlameuropeo	1,000	0,970
Exp_próximo año	1,000	0,670
Lnml	1,000	0,742
Lnml3	1,000	0,886
Pc	1,000	0,956
Paro_e	1,000	0,898

Nota: Método de extracción: Análisis de Componentes Principales

Cuadro 7. 68: Comunalidades tras la aplicación del Análisis de Componentes Principales (continuación)

Credibilidad	1,000	0,439
Pol_global	1,000	0,851
Pol_dchospolíticos	1,000	0,829
Pol_dchosciviles	1,000	0,690
Nit_dem	1,000	0,938
Nit_rol	1,000	0,931
Nit_dem2	1,000	0,920
Lnml_e	1,000	0,873

Nota: Método de extracción: Análisis de Componentes Principales

En relación al número óptimo de factores a considerar existen varios criterios que habitualmente se emplean en la literatura del Análisis Factorial (AF). El criterio de Kaiser consiste en extraer sólo aquéllos cuyo autovalor sea superior a la unidad. Por otra parte, el gráfico de sedimentación de los componentes puede servir también de gran orientación, debiéndonos quedar únicamente con aquéllos factores previos a la zona de sedimentación⁸⁷. Asimismo, el procedimiento más recurrente es a través del cálculo del porcentaje de la varianza total explicada. Se trabaja con aquél número de factores que consiga explicar una varianza total acumulada aceptable por el investigador.

Atendiendo al Cuadro 7. 69 y, según el criterio de los autovalores mayores que la unidad, deberíamos seleccionar los trece primeros factores, ya que entre ellos son capaces de explicar casi el 80% de la variabilidad de las variables originales. Sin embargo, analizando el gráfico de sedimentación (véase Gráfico 7. 2), se podría considerar que a partir de siete componentes formamos parte de la zona de sedimentación al no presentar una pendiente tan inclinada; además, entre los primeros siete factores se acumula el 61,22% de la varianza total observada, un porcentaje bastante aceptable.

⁸⁷ Se entiende por zona de sedimentación aquella parte del gráfico a partir de la cual se produce una fuerte divergencia de pendientes. Dicho de otra manera, a partir de la cual la pendiente se convierte en plana, mostrando un descenso gradual de los factores.

Cuadro 7. 69: Varianza total explicada

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
1	7,292	16,572	16,572	7,292	16,572	16,572
2	5,599	12,724	29,296	5,599	12,724	29,296
3	4,789	10,885	40,181	4,789	10,885	40,181
4	3,095	7,035	47,216	3,095	7,035	47,216
5	2,356	5,355	52,570	2,356	5,355	52,570
6	2,098	4,767	57,338	2,098	4,767	57,338
7	1,710	3,886	61,223	1,710	3,886	61,223
8	1,574	3,577	64,801	1,574	3,577	64,801
9	1,367	3,107	67,908	1,367	3,107	67,908
10	1,264	2,873	70,781	1,264	2,873	70,781
11	1,201	2,730	73,511	1,201	2,730	73,511
12	1,103	2,506	76,017	1,103	2,506	76,017
13	1,033	2,347	78,365	1,033	2,347	78,365
14	0,967	2,199	80,564			
15	0,910	2,068	82,631			
16	0,890	2,023	84,654			
17	0,829	1,884	86,538			
18	0,700	1,592	88,130			
19	0,589	1,339	89,468			
20	0,550	1,251	90,719			
21	0,525	1,193	91,913			
22	0,485	1,102	93,014			
23	0,418	0,950	93,964			
24	0,361	0,821	94,785			
25	0,293	0,665	95,450			
26	0,286	0,650	96,101			
27	0,256	0,581	96,682			
28	0,230	0,522	97,204			
29	0,205	0,466	97,670			
30	0,195	0,443	98,113			
31	0,162	0,369	98,482			
32	0,135	0,307	98,789			
33	0,115	0,261	99,050			
34	0,102	0,231	99,281			
35	0,088	0,199	99,480			
36	0,067	0,153	99,634			

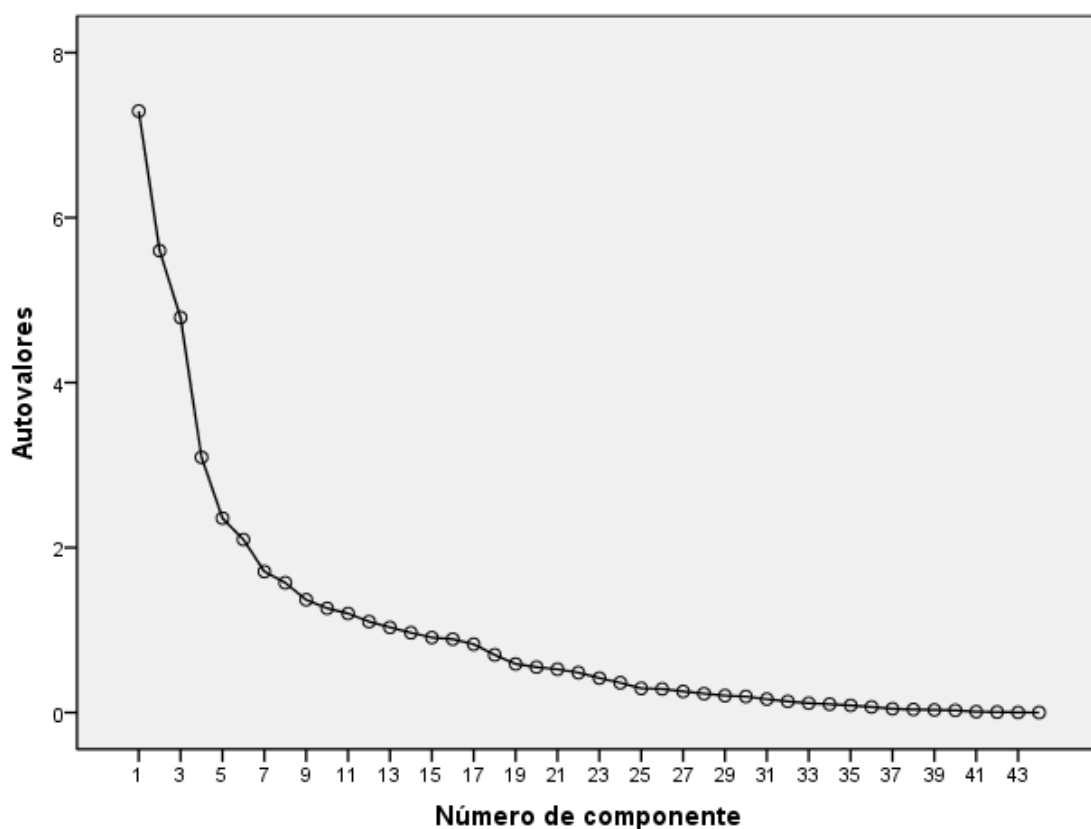
Nota: Método de extracción: Análisis de Componentes Principales

Cuadro 7. 69: Varianza total explicada (continuación)

Componente	Autovalores iniciales			Sumas de las saturaciones al cuadrado de la extracción		
	Total	% de la varianza	% acumulado	Total	% de la varianza	% acumulado
37	0,046	0,105	99,738			
38	0,038	0,087	99,826			
39	0,031	0,071	99,897			
40	0,027	0,061	99,958			
41	0,010	0,024	99,982			
42	0,006	0,013	99,995			
43	0,002	0,004	99,999			
44	0,000	0,001	100,000			

Nota: Método de extracción: Análisis de Componentes Principales

Gráfico 7. 2: Gráfico de sedimentación



Con la finalidad de evitar sesgar nuestros resultados en función del número de factores que extraigamos, vamos a presentar las conclusiones de nuestros modelos considerando desde los siete hasta los trece factores y en función de los criterios de selección de

modelos, seleccionaremos el más apropiado. Por otra parte, en lugar de centrarnos en la interpretación de la matriz de componentes sin rotación, vamos a recurrir a la transformación de la matriz factorial inicial en una que recibe el nombre de matriz factorial rotada, cuya principal ventaja es la mayor facilidad a la hora de interpretar. Se fundamenta en una combinación lineal de la matriz inicial, capaz de explicar el mismo porcentaje de la varianza total acumulada. La gran diferencia respecto a la matriz sin rotación radica en que en esta ocasión se identifican aquellas variables que disponen de la correlación más elevada con cada uno de los factores y simultáneamente más reducidas con el resto de los componentes. Uno de los métodos de rotación más empleados es el de Normalización Varimax (véase Kaiser, 1958) permitiendo simplificar el número de variables explicativas que presentan correlaciones altas dentro de cada uno de los factores. Por otra parte, la técnica de Normalización Quartimax minimiza el número de factores. Por tanto, según Lewis-Beck (1994) pare lógico considerar otro procedimiento de rotación ortogonal que no sólo simplifique la interpretación al optimizar por columnas, sino también por filas simultáneamente con un peso específico, conocido como el método de Normalización Equamax. Precisamente, esta opción garantiza tanto que el número de variables como el de factores sea el más reducido posible perdiendo el mínimo de información posible, ajustándose más adecuadamente al principio de parsimonia. Por este motivo, en esta sección se presentan los resultados asociados al Equamax, aunque las conclusiones son cualitativamente similares al Varimax, como se verá a lo largo de esta sección.

Los Cuadros 7. 71 a 7. 73 ofrecen los tres criterios de selección adoptados hasta el momento con la finalidad de discriminar entre las distintas especificaciones. Los resultados se muestran para las tres variables dependientes con sus respectivas alternativas del proceso de formación de expectativas, considerando desde los primeros siete hasta los trece componentes principales. Tanto el porcentaje de aciertos de las predicciones, como los dos criterios de información, son los valores finales obtenidos una vez aplicada la metodología de lo general a lo particular, quedándonos únicamente con los factores significativos estadísticamente. En la misma línea que los modelos anteriores, se identifica un elevado porcentaje de aciertos para la tercera variable dependiente (peg_ledesma) con expectativas orientadas al futuro valorando la posibilidad de extraer siete factores. A pesar de que con nueve y trece componentes

principales, para las expectativas retrospectivas, se consigue el mismo poder predictivo, los valores vinculados a los criterios de información son menores (AIC=230,10 y BIC=269,94). Con la finalidad de realizar comparativas con las otras dos variables dependientes y sus respectivas alternativas de expectativas seleccionaremos los primeros siete factores. Además de forma general, se aprecian resultados bastante aceptables en relación a los tres criterios de información como para finalmente seleccionar la incorporación de siete factores en la estimación del modelo alternativo planteado en esta sección. Como medida de robustez, los Anexos B. 6. 1 a B. 6. 3 muestran los criterios de selección para las diferentes alternativas de los factores, aplicando el método de rotación de Normalización Varimax. Es preciso mencionar que no existe un resultado unánime debido a que el número óptimo de factores puede variar en función de la variable dependiente y de las expectativas a tener en cuenta, sin embargo, a grandes rasgos los criterios asociados a considerar siete factores parecen adecuados.

Cuadro 7. 70: Criterios de selección aplicando ACP considerando distintas alternativas de factores extraídos para *peg_rr* como variable dependiente

Número de factores extraídos	Criterios de selección	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
7	% aciertos	71,22	69,90	68,94
	AIC	988,71	958,84	1007,36
	BIC	1039,93	1010,06	1052,89
8	% aciertos	69,07	69,16	69,62
	AIC	988,99	961,65	1007,80
	BIC	1040,21	1012,88	1053,33
9	% aciertos	71,04	69,53	68,89
	AIC	987,59	962,32	1000,09
	BIC	1050,20	1024,93	1057,00
10	% aciertos	69,44	68,57	67,75
	AIC	986,65	943,85	992,22
	BIC	1054,94	1012,14	1049,13
11	% aciertos	65,60	67,43	68,29
	AIC	969,87	933,21	995,74
	BIC	1032,47	1007,19	1058,34
12	% aciertos	66,19	65,65	67,15
	AIC	971,87	928,75	997,19
	BIC	1051,54	1002,74	1065,48
13	% aciertos	66,65	67,88	67,94
	AIC	972,40	925,08	990,31
	BIC	1040,70	1004,76	1075,68

Cuadro 7. 71: Criterios de selección aplicando ACP considerando distintas alternativas de factores extraídos para *peg_sig_rr* como variable dependiente

Número de factores extraídos	Criterios de selección	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
7	% aciertos	49,52	51,30	58,66
	AIC	1047,51	1032,90	1055,69
	BIC	1081,66	1067,05	1101,22
8	% aciertos	49,88	52,31	57,88
	AIC	1049,31	1035,12	1051,62
	BIC	1089,15	1080,65	1091,46
9	% aciertos	50,61	54,95	57,20
	AIC	1049,77	1029,90	1055,55
	BIC	1089,61	1075,43	1106,77
10	% aciertos	49,01	50,57	54,77
	AIC	1034,67	1003,43	1036,35
	BIC	1085,90	1054,64	1098,95
11	% aciertos	48,65	50,48	55,91
	AIC	1029,66	1005,51	1033,12
	BIC	1080,88	1062,42	1107,11
12	% aciertos	49,57	57,20	62,45
	AIC	1014,35	997,16	1023,87
	BIC	1054,19	1059,77	1080,78
13	% aciertos	49,52	57,34	59,20
	AIC	1016,46	992,37	1024,58
	BIC	1067,68	1054,97	1081,49

Cuadro 7. 72: Criterios de selección aplicando ACP considerando distintas alternativas de factores extraídos para *peg_ledesma* como variable dependiente

Número de factores extraídos	Criterios de selección	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
7	% aciertos	95,75	⁸⁸	
	AIC	230,10		
	BIC	269,94		
8	% aciertos	94,20	92,05	
	AIC	215,47	231,95	
	BIC	266,69	288,87	
9	% aciertos	94,75	91,86	95,75
	AIC	221,03	224,21	308,34
	BIC	272,25	281,13	342,49
10	% aciertos		92,51	
	AIC		212,79	
	BIC		269,71	
11	% aciertos		94,20	
	AIC		220,87	
	BIC		283,47	
12	% aciertos	89,45	94,11	
	AIC	207,41	223,18	
	BIC	270,01	291,47	
13	% aciertos	95,52	91,96	95,75
	AIC	201,79	214,99	285,68
	BIC	253,01	294,66	342,60

El Cuadro 7. 73 muestra la varianza total explicada después de seleccionar esos siete factores y de llevar a cabo la rotación Equamax (véase el Anexo B. 7 asociado a la rotación Varimax).

⁸⁸ Las celdas vacías indican problemas de iteración durante el proceso de estimación de la especificación correspondiente, impidiendo obtener la información de los criterios de selección.

Cuadro 7. 73: Varianza total explicada tras la rotación Equamax para siete factores

Componente	Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación		
	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,219	14,135	14,135
2	5,708	12,973	27,108
3	4,141	9,412	36,520
4	3,375	7,672	44,192
5	2,726	6,196	50,388
6	2,407	5,470	55,859
7	2,360	5,365	61,223

Además el Cuadro 7. 74 garantiza la independencia entre los siete factores aquí considerados, ya que analizando la matriz de covarianza de las puntuaciones de los componentes observamos como la diagonal principal se encuentra constituida por unos y fuera de dicha diagonal sus valores son nulos, indicando la no correlación entre los factores. Este patrón de comportamiento se reitera al considerar la estimación por rotación Varimax (véase el Anexo B. 8).

Cuadro 7. 74: Matriz de covarianza de las puntuaciones de los componentes

Componente	1	2	3	4	5	6	7
1	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,000	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,000	0,000	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,000	0,000	0,000	1,000	0,000	0,000	0,000
5	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000	0,000	0,000
6	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000	0,000
7	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000

Los resultados de las estimaciones por efectos aleatorios tanto de los coeficientes como de sus efectos marginales, aplicando la opción “pu0” en Stata, empleando siete factores principales⁸⁹ se ofrecen en los Cuadros 7. 75 a 7. 80. Esto ha sido posible gracias a que una vez han sido extraídos los componentes principales, se obtiene una estimación para cada una de las observaciones de nuestra muestra, las denominadas puntuaciones

⁸⁹ Mostramos las estimaciones y efectos marginales asociados a los siete factores, teniendo en cuenta que el Cuadro 72 ha demostrado ser éste el número óptimo de componentes.

factoriales⁹⁰, que son las que nos permiten regresar nuestra variable dependiente de interés con los factores principales.

Cuadro 7. 75: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando *peg_rr* como variable dependiente

Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
Factor 1	-3,138022* (-6,2712)	-3,099545* (-6,3300)	-0,8841246** (-2,1180)
Factor 2	-1,457577* (-5,2100)	-1,260392* (-4,2536)	-1,21927* (-3,8394)
Factor 3	1,364179* (8,8880)	1,521428* (9,9685)	0,9763572* (8,1363)
Factor 4	-1,460454* (-6,6445)	-0,9398009* (-4,0805)	
Factor 5	1,001444* (7,2662)	1,196941* (7,9366)	0,3818994* (3,6378)
Factor 6	-0,6609349* (-5,1107)	-0,9378743* (-7,1570)	-0,9665322* (-7,0027)
Factor 7	0,2003227** (2,1689)	0,5360365* (5,1006)	1,108185* (9,3914)
Constante	10,1113* (12,0040)	8,087735* (8,4492)	6,525413* (5,8361)
Contraste de Wald	153,45 [0,0000]	158,93 [0,0000]	144,90 [0,0000]
No. Observaciones	2.189	2.189	2.189

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

⁹⁰ En nuestro caso, las puntuaciones factoriales no son estimadas sino calculadas directamente a partir de las variables originales.

Cuadro 7. 76: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
Factor 1			-1,787378* (-2,9272)
Factor 2	-1,27837* (-5,7545)	-2,492127* (-8,1902)	-1,238124* (-4,8960)
Factor 3	1,053322* (7,7295)	0,6472764* (5,7306)	0,5582702* (4,8023)
Factor 4	-1,421692* (-6,2232)	-1,360784* (-6,8529)	-0,948779* (-5,3984)
Factor 5	0,3682789* (2,6852)		
Factor 6			-0,3904472** (-2,3278)
Factor 7		0,4600214* (4,8575)	0,8771326* (8,1294)
Constante	3,501816* (6,3122)	4,106305* (8,2828)	2,468437* (4,0887)
Contraste de Wald	114,11 [0,0000]	120,94 [0,0000]	118,05 [0,0000]
No. Observaciones	2.189	2.189	2.189

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico *z*. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 77: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
Factor 1	3,399167* (5,2831)		
Factor 2	-4,048969* (-6,8564)		
Factor 3	2,478722* (4,4029)		
Factor 4			
Factor 5			
Factor 6	-3,607482* (-5,2169)		
Factor 7	-1,271264* (-5,8295)		
Constante	24,08618* (23,1062)		
Contraste de Wald	96,77 [0,0000]		
No. Observaciones	2.189		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el *p*-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Las especificaciones correspondientes a la formación de expectativas instantáneas y retrospectivas presentan problemas de iteración en la estimación.

Cuadro 7. 78: Efectos marginales del modelo Alternativo 4 con siete factores considerando *peg_rr* como variable dependiente

Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
Factor 1	-0,0268803* (-3,1574)	-0,0340362* (-2,9416)	-0,0109068 (-1,6170)
Factor 2	-0,0124856** (-2,1825)	-0,0138404* (-2,5951)	-0,0150412** (-2,0176)
Factor 3	0,0116856* (3,2181)	0,0167068* (3,3800)	0,0120446* (2,6227)
Factor 4	-0,0125103* (-2,9399)	-0,01032* (-2,9718)	
Factor 5	0,0085784* (3,4550)	0,0131436* (3,5343)	0,0047112** (2,3315)
Factor 6	-0,0056616* (-3,5339)	-0,0102988* (-3,5754)	-0,0119234** (-2,6786)
Factor 7	0,001716 (1,6287)	0,0058862* (2,8210)	0,0136709* (2,6026)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 79: Efectos marginales del modelo Alternativo 4 con siete factores considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
Factor 1			-0,1207596* (-2,6411)
Factor 2	-0,0780024* (-2,6151)	-0,0795005** (-2,5442)	-0,0836507* (-3,1140)
Factor 3	0,0642706* (2,7437)	0,0206486* (2,6646)	0,0377181* (3,3969)
Factor 4	-0,0867475** (-2,4710)	-0,0434099** (-2,4584)	-0,0641018* (-3,0929)
Factor 5	0,0224713*** (1,8346)		
Factor 6			-0,0263796** (-2,0584)
Factor 7		0,014675** (2,3127)	0,0592612* (3,7856)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 80: Efectos marginales del modelo Alternativo 4 con siete factores considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
Factor 1	0,0005108 (0,4155)		
Factor 2	-0,0006084 (-0,4027)		
Factor 3	0,0003725 (0,4245)		
Factor 4			
Factor 5			
Factor 6	-0,0005421 (-0,4185)		
Factor 7	-0,000191 (-0,4193)		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Las especificaciones correspondientes a la formación de expectativas instantáneas y retrospectivas presentan problemas de iteración en la estimación.

A partir de estos cuadros, se puede apreciar cómo, dependiendo de la variable dependiente que estemos analizando y de las alternativas de las expectativas, los factores que contribuyen a explicar la probabilidad de que un sistema cambiario adopte

un fijo varía. De forma general sabemos que, los siete factores en su conjunto explican el 61,22% de la variabilidad total. Si analizamos la magnitud de los coeficientes como una aproximación de los efectos marginales como hasta el momento, se puede observar que tanto para la variable *peg_rr* como para *peg_sig_rr* y *peg_ledesma*, los componentes de mayor poder explicativo son los primeros (*Factores 1 a 4*). Aunque si prestamos más atención a la mejor especificación (*peg_ledesma* con formación de expectativas orientadas al futuro), según los criterios de selección anteriormente expuestos, observamos que el *Factor 6* se considera el segundo de mayor repercusión siendo superado por el *Factor 2*. Estas conclusiones se reiteran, no sólo en signo sino también en magnitud, a través de los efectos marginales presentados en los Cuadros 7. 78 a 7. 80, los cuales muestran una elevada significatividad en cualquiera de las alternativas de las expectativas y de las variables a explicar. También de forma general, los componentes que afectan positivamente sobre nuestra probabilidad de interés son el *Factor 3*, *Factor 5* y *Factor 7*; el resto influyen de manera inversa sobre la misma. Si nos centramos en los resultados obtenidos por el método de rotación de Normalización Varimax se puede afirmar que las conclusiones en relación a los signos estimados y su impacto sobre las variables dependientes son cualitativamente similares (véanse los Anexos B. 9. 1 a B. 9. 3, para las estimaciones del modelo Alternativo 4 y los Anexos B. 10. 1 a B. 10. 3, para sus respectivos efectos marginales).

Sin embargo, con la finalidad de ser capaces de identificar cuáles son las variables originales detrás de cada uno de esos factores, tratando de ofrecer una interpretación más intuitiva y acorde con los modelos anteriores, exponemos la matriz de componentes rotados empleando el método de la Normalización Equamax, anteriormente explicado.

Cuadro 7. 81: Matriz de componentes rotados empleando la Normalización Equamax

	Componente						
	1	2	3	4	5	6	7
Pc	0,951						
Tc	0,947						
Tcr	0,926						
Lnreservas	0,803						
Dbs	0,750						
Lnml	0,723						
P_acciones	0,623						
Dpc	0,622						
Cta. Corriente	-0,556						
Pol_dchospolíticos		0,901					
Nit_dem2		0,856					
Nit_dem		0,836					
pol_global		-0,822					
Nit_rol		0,797					
Ir		0,730					
Pol_dchosciviles		0,726					
I		0,725					
Lnml3		-0,575					
I_e			-0,813				
Paro_e			0,788				
Deuda_e			0,786				
Lnml_e			0,768				
Pertenencia_UE			0,759				
Conf_parlameuropeo				0,943			
Conf_comisión europea				0,940			
Conf_bce				0,911			
Ben_perten_UE					0,743		
Exp_próximo año					0,709		
Apoyo_UE					0,683		
Conf_consumidor					0,597		

Notas: La rotación ha convergido en 8 iteraciones. En este cuadro se muestran los valores y las variables que influyen en los factores que se encuentran situados por encima del punto de corte 0,5 para facilitar las interpretaciones.

Cuadro 7. 81: Matriz de componentes rotados empleando la Normalización Equamax (continuación)

	Componente						
	1	2	3	4	5	6	7
Bal. comercial						0,809	
Crédito_dom						-0,644	
Ipi_e							0,889
Sent_económico							0,561

Notas: La rotación ha convergido en 8 iteraciones. En este cuadro se muestran los valores y las variables que influyen en los factores que se encuentran situados por encima del punto de corte 0,5 para facilitar las interpretaciones.

Analizando conjuntamente las conclusiones obtenidas en los Cuadros 7. 75 a 7. 80 y el Cuadro 7. 81 se pueden extraer resultados interesantes. Dentro del *Factor 1* se encuentran variables de tipo monetario, como pueden ser el volumen de reservas o el agregado monetario; además de variables relacionadas con la evolución del tipo de cambio y de posibles presiones especulativas, como la distancia respecto a la paridad central o la banda superior de fluctuación. Asimismo incluyen indicadores de competitividad, tales como el tipo de cambio real o la balanza por cuenta corriente. De forma general, habíamos señalado el efecto negativo de este factor sobre la probabilidad de sostenibilidad del tipo de cambio fijo, sin embargo, nuestra mejor especificación (*peg_ledesma* con expectativas orientadas al futuro) aseguran influir positivamente. A pesar de que en el *Factor 2* se recoge alguna variable monetaria, fundamentalmente se caracteriza por la presencia de variables más vinculadas con los derechos políticos (referidas al proceso electoral, pluralismo político, participación y funcionamiento del gobierno) y libertades civiles (la libertad de expresión, derechos sindicales, liberalización económica, estado de derecho, etc.). En este caso, cuanto más elevada sea la oferta monetaria o el tipo de interés nacional menor será la probabilidad de interés. De igual modo y, teniendo en cuenta cómo se encuentran definidas las variables de derechos políticos y libertades, a medida que se incrementan sus valores, disminuyen sus libertades repercutiendo negativamente sobre la permanencia del compromiso cambiario. El *Factor 3* sintetiza aquellas variables más relevantes de carácter monetario, real y fiscal del país de referencia (la Zona Euro), además de la variable sobre el número de meses de pertenencia a la UE. Como era de esperar, cuanto mejor se encuentre la economía nacional en términos relativos, ya sea ante un incremento en la tasa de paro de

la Zona Euro, un empeoramiento fiscal a través de la deuda o una expansión monetaria, terminará por cuestionar el esquema monetario fijo. También parece lógico que a medida que se consolide nuestra pertenencia a la UE, nos hayamos acostumbrado a actuar ante perturbaciones económicas sin provocar fluctuaciones severas en el tipo de cambio favoreciendo la permanencia del compromiso cambiario. Por otra parte, los indicadores de confianza en diversas instituciones europeas, tales como el Parlamento Europeo, la Comisión Europea o el Banco Central Europeo, se agregan en el *Factor 4*.

Sorprendentemente, y en contra de lo esperado, las estimaciones de forma general nos indican un signo negativo, implicando que a mayor confianza por parte de los individuos, menor será para la probabilidad de interés, aunque para la mejor especificación este componente principal no se muestra significativo. Aquellos factores relacionados con la percepción de los agentes económicos se encuentran en el *Factor 5*. Entre ellos, cabe destacar el hecho de si consideran que su país ha sido beneficiado al formar parte de la Unión Europea, las expectativas para el siguiente año o la confianza de los consumidores. A pesar de que la mejor especificación no muestra este factor como significativo, cuando consideramos las otras dos variables dependientes y sus alternativas en las expectativas, se observa una influencia positiva. Esto significa que cuanto mejores sean las expectativas futuras, medidas a través de diversas herramientas, junto con la constancia de sentir que se están beneficiando de su pertenencia a la UE, se produce un estímulo favorable para la estabilidad cambiaria. La balanza comercial y el crédito doméstico constituyen el *Factor 6*, mostrando un efecto negativo sobre la variable de interés tanto en la mejor especificación como de forma general. Finalmente, la actividad económica de la Zona Euro y el indicador del sentimiento económico nacional forman parte del *Factor 7*. En este caso también nos encontramos una divergencia entre la generalidad, a la cual afecta positivamente y, la mejor especificación, influyendo negativamente. Todas estas conclusiones se reiteran tras el análisis de rotación Varimax, en cuyo caso las variables que constituyen los factores principales son las mismas, así como sus signos coinciden con los anteriormente explicados (veáanse el Anexo B. 11).

7. 4. 4. Modelo eclético empleando algoritmos genéticos

Con el fin de evitar problemas de minería de datos, para construir el mejor modelo econométrico que explica la elección de los regímenes cambiarios fijos con bandas *de facto* detectados en el Capítulo 5 para los países objeto de estudio, se aplica el enfoque de lo general a lo particular, basada en la teoría de la reducción [Hendry, 1995, cap. 9] empleando algoritmos genéticos. Esto significa que dada una variable endógena Y , que representa la variable dicotómica (peg_rr, peg_sig_rr y peg_ledesma) y un conjunto x_1, x_2, \dots, x_p de más de 70 posibles factores⁹¹ que explican Y , el problema al que nos enfrentamos es encontrar el mejor sub-modelo para el modelo Logit y Probit, respectivamente, de la forma:

$$p_i = P(Y_i = 1) = F(x'_{i_k} \beta) = \Lambda(x'_{i_k} \beta) = \frac{e^{x'_{i_k} \beta}}{1 + e^{x'_{i_k} \beta}} = \frac{1}{1 + e^{-(x'_{i_k} \beta)}}$$

$$p_i = P(Y_i = 1) = F(x'_{i_k} \beta) = \Phi(x'_{i_k} \beta) = \int_{-\infty}^{x'_{i_k} \beta} \phi(t) dt = \int_{-\infty}^{x'_{i_k} \beta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$$

donde $\{i_1, i_2, \dots, i_K\} \subseteq \{1, 2, \dots, p\}$, $k < p < 71$, $\phi(\cdot)$ representa la función de distribución de densidad de la normal, $\Lambda(\cdot)$ y $\Phi(\cdot)$ es la función de distribución logística y de la normal acumulada, respectivamente.

En la construcción de este modelo de regresión múltiple, debido a la posible multicolinealidad producida por la redundancia de la información proporcionada por el conjunto completo de factores, se plantea un problema crucial derivado de la selección de los regresores que deben ser incluidos: por una parte, si se escoge una cantidad insuficiente de regresores en el modelo, la estimación de los parámetros no será consistente y, por otra parte, si se elige como adecuada una cantidad superior a la necesaria, la existencia de correlación entre las variables explicativas supondrá un

⁹¹ Entre el conjunto de variables reales, monetarias, de competitividad, fiscales, de presiones especulativas, políticas, institucionales e indicadores de expectativas y confianza de los agentes constituyen un total de 71 variables explicativas.

incremento en la varianza de los estimadores, obteniéndose unos parámetros menos eficientes en comparación con el modelo verdadero.

El problema se concreta en que el número de submodelos factibles donde los criterios desarrollados por la teoría econométrica para seleccionar el mejor modelo es 2^p . Así pues, para $p=71$ el número de submodelos posibles es superior a $2,36 \cdot 10^{21}$. Con el fin de resolver este complejo problema, empleamos la estrategia heurística propuesta por Hoover y Pérez (1999) mediante la búsqueda en todos los caminos posibles de reducción al simplificar el modelo general. En particular, se utiliza la metodología desarrollada en Acosta-González y Fernández-Rodríguez (2007). Este es un procedimiento para la selección automática de factores explicativos en un modelo econométrico, solamente guiados por los datos, que se lleva a cabo utilizando un algoritmo genético que optimiza el criterio de información de Schwartz (SIC, en sus siglas en inglés) para el modelo seleccionado. Esta metodología evita la tendencia a la sobreidentificación del modelo seleccionado, detectada en varios métodos heurísticos popularmente utilizados para la selección de modelos, como el método por pasos conocido universalmente como step-wise (Lovell, 1983).

Por lo tanto, a partir de un gran número de posibles causas consideradas en la literatura y del indicador utilizado para medir la presencia de regímenes *de facto*, la metodología propuesta seleccionará el mejor modelo econométrico, en el sentido del SIC. Concretamente, se minimiza la siguiente expresión:

$$SIC(m) = \log \hat{\sigma}^2 + c \frac{k}{M} \log(M)$$

donde $\hat{\sigma}^2 = \frac{e'e}{M}$ es la varianza de los residuos del modelo estimado, siendo e el vector de residuos, M es el tamaño de la muestra, y k es el número de factores explicativos en el modelo. Cabe señalar, por tanto, que el aumento del número de factores, aunque contribuye por lo general a la disminución de la varianza de los residuos, queda penalizado en el SIC a través de su segundo sumando. El factor de corrección c evita la

posibilidad de identificar modelos sobreparametrizados y resuelve el equilibrio entre la bondad de ajuste dentro de la muestra y la capacidad de predicción fuera de la misma. Cuanto mayor sea el valor de c , mayor será la penalización por la introducción de más factores explicativos en el modelo. En numerosos trabajos empíricos suele tomarse $c=2$.

Esta metodología ha sido recientemente utilizada con resultados exitosos en Acosta-González, Fernández-Rodríguez y Sosvilla-Rivero (2012) para determinar empíricamente los determinantes de la intensidad de la crisis financiera desencadenada en 2008 y en Acosta-González, Fernández-Rodríguez y Sosvilla-Rivero (2014) para evaluar empíricamente los determinantes de la economía sumergida.

En los Cuadros 7. 82 a 7. 84 se presentan los resultados de la aplicación de nuestro algoritmo genético a nuestra amplia base de variables explicativas con el fin de buscar el mejor conjunto de factores entre los $2,36 \cdot 10^{21}$ disponibles y así explicar la elección de los regímenes cambiarios fijos con bandas *de facto* detectados en el Capítulo 5. Dichos resultados de estimación se obtuvieron aplicando un factor de corrección $c = 2$ en el criterio de información de Schwartz, que es el valor más empleado en la literatura empírica. Asimismo, es preciso mencionar que los resultados mostrados se corresponden a la estimación de los modelos Pooled, ya que hasta donde conocemos, esta metodología no se puede aplicar para estimaciones por EA. Sin embargo, otra de las ventajas de este procedimiento es la posibilidad de realizar imputaciones múltiples para conseguir trabajar con el mismo número de observaciones en todas las variables independientes. En nuestro caso particular, y siguiendo indicaciones de la literatura, hemos considerado cinco bases imputadas distintas para nuestras estimaciones.

Cuadro 7. 82: Modelo Alternativo 5 considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Tc	-0,0388* (-2,3980)		
-	Paro	0,0946* (4,4351)	0,0986* (4,4531)	0,0806* (3,8963)
+	Paro_e		0,8005* (5,6757)	
+	Reservas			3,11E-08* (2,6206)
-	Ir		-0,0675* (-5,7686)	-0,0356** (-2,1668)
+	I_e			-0,3920* (-3,3226)
-	Ipca	0,0561* (4,2090)		
+	Efectiv_global	-0,7907* (-5,0145)	-0,8269* (-5,3704)	-0,7113* (-5,6970)
+	Efectiv_pol	1,1012* (4,1385)	1,3679* (4,8732)	2,2593* (9,1755)
+	Derechas	-1,8955* (4,8176)	-1,2664* (-4,1083)	-1,4404* (-6,1467)
+	Ipi	-0,0211* (-3,8376)	-0,0170* (-4,0070)	-0,0155** (-2,9106)
-	Dpc	-0,1658** (-2,1245)		
-	Difi	-0,1120* (-5,6254)		
+	Ipca_e	-2,2437* (-5,1687)	-2,8015* (-9,0432)	
+	Tcr	0,0531* (3,4055)		
+	Lntcr	0,8068* (4,4291)	0,9159* (7,1857)	0,8881* (7,5337)
+	Lnipca_e	219,2721* (5,3582)	262,8593* (8,5072)	
+	Lnreservas	0,3351* (2,6723)		
-	Ipi_e	-0,1509* (-5,1014)		0,1272* (3,9823)
+	Cta. Corriente	1,43E-05* (8,5547)	6,51E-06* (4,9011)	
-	Crédito_dom	5,61E-06* (4,7865)	5,88E-06* (6,0187)	3,57E-06* (6,1221)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 82: Modelo Alternativo 5 considerando *peg_rr* como variable dependiente (continuación)

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Deuda		-0,0013* (-5,0669)	-0,0009* (-2,5443)
-	Def	2,73E-05* (2,5893)		3,06E-05* (3,7638)
-	Dif_costeslaborales	0,0295* (4,5330)	0,0458* (5,1787)	0,0585* (9,2163)
-	M1_mn	1,04E-06* (4,7080)	6,01E-07* (4,4505)	3,57E-07* (3,6974)
+	M1_mn_e		1,54E-06* (2,6603)	-4,67E-06* (-5,1816)
-	M2_mn	-6,63E-09* (-3,0752)		-9,20E-09* (-2,6943)
+	P_acciones	-0,0036* (-4,2694)	-0,0022* (-3,9236)	-0,0021* (-6,2625)
+	Sent_económico	0,0620* (3,7618)	0,1121* (8,3009)	0,0819* (5,6122)
+	Conf_consumidor		-0,0326* (-2,5316)	
+	Conf_bce	0,0378* (3,5261)	0,0489* (4,7523)	0,0422* (3,2443)
+	Exp_próximoaño	-0,0890* (-5,6998)	-0,0377** (-1,9391)	-0,0599* (-4,0980)
+	Apoyo_UE		-0,0490* (-4,6256)	-0,0427** (-2,9816)
-	Lnml	-1,0006* (-5,8821)	-0,8000* (-6,3868)	-0,9255* (-9,1890)
+	Lnml_e			12,3758* (4,8327)
-	Lnml3	-0,2370* (-2,8100)		
-	Nit_dem	1,4273* (3,9039)	1,2742* (4,6151)	1,1224* (4,8478)
+	Pol_global		-2,7865* (-3,1921)	-3,2347* (-2,7145)
-	Pol_dchospolíticos		-0,9770* (-2,9002)	-1,3139* (-3,9349)
-	Pol_dchosciviles		0,9028** (2,2626)	
+	Pertenencia_UE			0,0242* (3,2468)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 82: Modelo Alternativo 5 considerando *peg_rr* como variable dependiente (continuación)

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Credibilidad			0,0003* (3,2939)
	Constante	-771,7665* (-5,3118)	-939,9354* (-8,3485)	-171,9469* (-5,1053)
Predicciones (% aciertos)		94,22	91,94	91,00
SIC		0,6176	0,6741	0,6898
No. Observaciones		2.580		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 83: Modelo Alternativo 5 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Tc	-0,1049* (-7,2965)	0,1406* (2,3127)	0,5205* (5,0931)
-	Paro			0,0676* (3,0987)
+	Paro_e		1,0958* (6,2344)	
+	Reservas			7,002E-08* (5,2597)
+	Indice_empleo	-0,0173* (-2,9270)	-0,0161* (-3,2051)	
-	I			0,1560* (3,2798)
-	Ir	-0,1448* (-7,6418)		
+	I_e	-0,9135* (-9,0378)		
-	Ipca	0,0502* (4,9312)		0,0463* (3,8247)
+	Efectiv_global	-1,0109* (-7,3639)	-0,7949* (-7,0951)	
+	Efectiv_pol	1,9700* (8,2276)	1,4251* (5,5010)	1,7216* (8,1661)
+	Derechas	-2,2937* (-5,4059)	-1,0955* (-4,0206)	
	Part		0,0235* (4,1108)	0,0190* (3,1961)
+	Ipi	-0,0342* (-6,8160)	-0,0338* (-7,4197)	-0,0250* (-4,0441)
+	Bal. Comercial	3,22E-05* (5,1161)		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 83: Modelo Alternativo 5 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente (continuación)

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Pc		-0,1770** (-2,9093)	-0,5948* (-5,7138)
-	Dpc		-0,3690* (-4,1371)	-0,5357* (-5,9829)
-	Dbc			0,1971** (2,7642)
-	Difi		-0,0744* (-5,9152)	-0,1557* (-3,3512)
+	Tcr	0,0981* (7,3684)	0,0493* (6,8250)	0,0473* (3,8235)
+	Lntcr	0,5162* (2,6358)	0,4670* (3,2759)	1,0841* (6,2393)
+	Lnipca_e			-42,2493* (-4,5330)
+	Cta. Corriente		7,41E-06* (4,7632)	
-	Crédito_dom			4,28E-06* (4,7892)
-	Deuda			-0,0020* (-3,7089)
+	Deuda_e	-0,2867* (-9,7283)	-0,2928* (-7,4967)	
-	Def	2,79E-05* (3,0145)		
-	Dif_costeslaborales	0,0429* (6,3057)	0,0338* (4,5817)	0,0508* (6,5361)
-	M1_mn	3,03E-07* (3,2245)		
-	M2_mn			-6,93E-09** (-1,8429)
+	M1_mn_e			-6,86E-06* (-5,7765)
-	M3_mn	6,56E-09* (4,6585)		
-	DifM2			-0,1445** (-2,9628)
+	P_acciones	-0,0035* (-4,0466)	-0,0034* (-6,3138)	
+	Sent_económico	0,0526* (3,7811)	0,0989* (7,1475)	0,0890* (6,8914)
+	Conf_consumidor	-0,0549* (-4,4917)	-0,0654* (-7,1358)	
+	Conf_bce			0,0440* (3,2321)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 83: Modelo Alternativo 5 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente (continuación)

+	Exp_próximoaño	-0,0607* (-3,9290)	-0,0451* (-2,5730)	-0,0593* (-4,4975)
+	Apoyo_UE		-0,0428* (-3,5133)	-0,0791* (-5,4808)
-	Lnml	-0,6819* (-4,5142)	-0,5377* (-5,9429)	-0,6403* (-5,0793)
+	Lnml_e		2,6078* (2,8372)	28,4351* (8,0478)
-	Lnml3	-0,1859* (-2,6670)	-0,1359** (-2,8032)	-0,1733** (-2,0721)
-	Nit_dem	1,4651* (5,1107)	1,5524* (5,8333)	0,9951* (3,7727)
+	Pol_global	-5,4234* (-4,6544)	-2,4405* (-2,2967)	-3,8512* (-3,4565)
-	Pol_dchospolíticos	-0,9083* (-3,2826)	-1,0694* (-3,9443)	-1,8335* (-4,7555)
-	Pol_dchosciviles	0,9295* (3,1569)		
+	Pertenencia_UE			0,0504* (5,7396)
+	Credibilidad			0,0004* (-2,3963)
	Constante	34,2176* (7,5073)	-23,7133* (-3,4147)	-204,5486* (-4,4671)
Predicciones (% aciertos)		94,03	92,40	92,52
SIC		0,6285	0,6934	0,6546
No. Observaciones		2.580		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 84: Modelo Alternativo 5 considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Paro	0,0913* (3,5132)		
+	Reservas	-9,63E-09* (3,6636)		
+	I_e	-0,6659* (-2,9287)		
-	I_pca	0,0660* (7,3748)	0,0274* (2,8526)	
+	Efectiv_pol	1,6097* (5,1646)		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 84: Modelo Alternativo 5 considerando *peg_ledesma* como variable dependiente (continuación)

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Part	-0,0381* (-3,8900)	-0,0408* (-4,7981)	
+	Ipc_a_e		-4,1114* (-6,1972)	0,4932* (4,3390)
+	Lntcr			0,2408* (2,6831)
+	Lnipca_e		392,0121* (5,9965)	
-	Ipi_e	-0,4939* (-8,5675)		0,2292* (6,7333)
-	Deuda		-0,0012* (-6,6168)	-0,0011* (-3,7944)
+	Deuda_e	-0,4325* (-8,3767)	0,2723* (6,3604)	
-	Def			4,97E-05* (3,7224)
-	Dif_costeslaborales			-0,0183* (-2,5072)
+	M1_mn_e			-3,51E-06* (-3,8801)
+	Sent_económico		0,1120* (6,7992)	
+	Conf_consumidor		-0,0328** (-2,2895)	
+	Conf_bce	0,1104* (9,9706)	0,0904* (8,4595)	0,0697* (7,3325)
+	Apoyo_UE	-0,0888* (-6,8879)	-0,0855* (-5,6954)	-0,0912* (-8,8476)
+	Pol_global			-3,7206* (-3,3138)
-	Pol_dchospolíticos		1,0088* (2,6327)	
	Constante	75,4753* (9,7706)	-1420,8558* (-6,0030)	-49,7743* (-6,2002)
Predicciones (% aciertos)		99,15	99,30	98,53
SIC		0,2326	0,2603	0,2725
No. Observaciones		2.580		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 85: Efectos marginales del modelo Alternativo 5 considerando *peg_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Tc	-0,0018*** (-1,7515)		
-	Paro	0,0087* (5,5966)	0,0064* (3,9735)	0,0083* (5,4421)
+	Paro_e		0,0817* (8,4613)	
+	Reservas			3,75E-09** (2,3006)
-	Ir		-0,0072* (-5,6164)	-0,0045* (-3,6761)
+	I_e			-0,0231* (-2,7297)
-	Ipca	0,0024* (2,8937)		
+	Efectiv_global	-0,0740* (-8,3067)	-0,0738* (-6,4204)	-0,0795* (-6,9189)
+	Efectiv_pol	0,0911* (4,7844)	0,1237* (5,9650)	0,2766* (12,1270)
+	Derechas	-0,1596* (-8,2823)	-0,1027* (-5,6675)	-0,1558* (-7,7679)
+	Ipi	-0,0016* (-4,8314)	-0,0011* (-3,1992)	-0,0007 (-1,5933)
-	Dpc	-0,0113* (-3,2497)		
-	Difi	-0,0085* (-7,3518)		
+	Ipca_e	-0,1196* (-6,0396)	-0,2115* (-8,7660)	
+	Tcr	0,0029* (2,7826)		
+	Lntcr	0,0507* (4,3397)	0,0739* (8,2773)	0,0727* (7,3193)
+	Lnipca_e	12,0389* (6,1254)	20,0423* (8,2719)	
+	Lnreservas	0,0138 (1,6063)		
-	Ipi_e	-0,0129* (-7,5486)		0,0072* (2,6279)
+	Cta. Corriente	1,04E-06* (8,3200)	3,97E-07* (4,4960)	
-	Crédito_dom	4,71E-07* (5,7934)	4,05E-07* (6,9231)	2,68E-07* (5,9424)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 85: Efectos marginales del modelo Alternativo 5 considerando *peg_rr* como variable dependiente (continuación)

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Deuda		-0,0001* (-5,7598)	-0,00009* (-3,6598)
-	Def	1,76E-06* (3,3846)		2,98E-06* (5,2189)
-	Dif_costeslaborales	0,0022* (4,1376)	0,0041* (7,0630)	0,0065* (10,8249)
-	M1_mn	6,76E-08* (4,6301)	3,41E-08* (3,6746)	2,39E-08* (2,8865)
+	M1_mn_e		1,04E-07* (2,7154)	-3,81E-07* (-5,8346)
-	M2_mn	-4,47E-10* (-3,3558)		-1,09E-09** (-2,3956)
+	P_acciones	-0,0002* (-4,6773)	-0,0002* (-5,7182)	-0,0002* (-6,6522)
+	Sent_económico	0,0046* (4,8305)	0,0102* (9,7189)	0,0086* (7,7439)
+	Conf_consumidor		-0,0036* (-3,8325)	
+	Conf_bce	0,0043* (5,4431)	0,0053* (4,6632)	0,0051* (4,3488)
+	Exp_próximoaño	-0,0071* (-6,9104)	-0,0006 (-0,4836)	-0,0059* (-4,6337)
+	Apoyo_UE		-0,0054* (-5,0845)	-0,0047* (-4,2025)
-	Lnm1	-0,0650* (-5,5594)	-0,0533* (-6,0678)	-0,0735* (-8,3000)
+	Lnm1_e			1,0535* (5,6060)
-	Lnm3	-0,0111*** (-1,9428)		
-	Nit_dem	0,1589* (7,3852)	0,1757* (6,9379)	0,1434* (5,9711)
+	Pol_global		-0,3456* (-3,6519)	-0,4284* (-5,1465)
-	Pol_dchospolíticos		-0,1693* (-6,0545)	-0,1805* (-6,5342)
-	Pol_dchosciviles		0,1239* (4,6054)	
+	Pertenencia_UE			0,0007 (1,3832)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 85: Efectos marginales del modelo Alternativo 5 considerando *peg_rr* como variable dependiente (continuación)

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Credibilidad			0,00004* (4,3000)
No. Observaciones		2.580		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 86: Efectos marginales del modelo Alternativo 5 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Tc	-0,0056* (-7,4449)	0,0037 (0,9865)	0,0387* (7,1406)
-	Paro			0,0058* (3,7916)
+	Paro_e		0,1134* (8,9658)	
+	Reservas			4,52E-09* (5,2436)
+	Indice_empleo	-0,0025* (-6,9573)	-0,0028* (-7,7823)	
-	I			0,0193* (4,3553)
-	Ir	-0,0125* (-8,4097)		
+	I_e	-0,0768* (-11,4810)		
-	Ipca	0,0030* (4,2397)		0,0043* (4,6518)
+	Efectiv_global	-0,0764* (-8,7805)	-0,0825* (-8,6480)	
+	Efectiv_pol	0,1504* (9,1543)	0,1215* (6,7613)	0,1506* (9,3077)
+	Derechas	-0,1777* (-9,6380)	-0,0979* (-5,2893)	
	Part		0,0029* (6,3004)	0,0020* (4,2612)
+	Ipi	-0,0030* (-9,6688)	-0,0029* (-7,7085)	-0,0012* (-2,4643)
+	Bal. Comercial	1,35E-06* (4,5302)		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 86: Efectos marginales del modelo Alternativo 5 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente (continuación)

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Pc		-0,0063* (-1,6472)	-0,0452* (-8,1924)
-	Dpc		-0,0184* (-3,7245)	0,0391* (-6,8216)
-	Dbc			0,0181* (5,0410)
-	Difi		-0,0093* (-6,7176)	-0,0171* (-3,9827)
+	Tcr	0,0054* (8,3125)	0,0039* (8,1826)	0,0039* (5,2473)
+	Lntcr	0,0435* (3,5178)	0,0628* (5,3610)	0,1029* (8,6773)
+	Lnipca_e			-3,4261* (-5,8474)
+	Cta. Corriente		5,59E-07* (5,6012)	
-	Crédito_dom			3,78E-07* (6,7679)
-	Deuda			-0,0002* (-4,2818)
+	Deuda_e	-0,0258* (-14,2044)	-0,0316* (-11,9074)	
-	Def	1,77E-06* (4,0045)		
-	Dif_costeslaborales	0,0037* (7,2418)	0,0037* (7,5233)	0,0043* (7,1168)
-	M1_mn	2,47E-08* (4,7318)		
-	M2_mn			-3,19E-10 (-1,3292)
+	M1_mn_e			-4,49E-07* (-5,2948)
-	M3_mn	6,40E-10* (4,6377)		
-	DifM2			-0,0107* (-3,4554)
+	P_acciones	-0,0002* (-5,7045)	-0,0004* (-9,1346)	
+	Sent_económico	0,0029* (3,0124)	0,0097* (9,9759)	0,0070* (7,0813)
+	Conf_consumidor	-0,0028* (-3,4214)	-0,0056* (-7,2403)	
+	Conf_bce			0,0058* (5,0101)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 86: Efectos marginales del modelo Alternativo 5 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente (continuación)

+	Exp_próximoaño	-0,0078* (-6,4594)	-0,0063* (-5,0206)	-0,0052* (-4,3365)
+	Apoyo_UE		-0,0048* (-6,1646)	-0,0107* (-9,6828)
-	Lnml	-0,0501* (-4,9970)	-0,0529* (-7,3492)	-0,0584* (-6,6042)
+	Lnml_e		0,2070* (6,0281)	1,9971* (7,4735)
-	Lnml3	-0,01945* (-3,3924)	-0,0166* (-3,2449)	-0,0080 (-1,4050)
-	Nit_dem	0,2039* (9,5030)	0,2068* (9,0320)	0,0996* (4,4904)
+	Pol_global	-0,5659* (-5,1638)	-0,2310* (-2,1761)	-0,5426* (-4,9173)
-	Pol_dchospolíticos	-0,1417* (-5,3882)	-0,1383* (-5,1152)	-0,1972* (-7,2031)
-	Pol_dchosciviles	0,0510** (2,5550)		
+	Pertenencia_UE			0,0019* (3,0242)
+	Credibilidad			0,00004* (3,3304)
No. Observaciones		2.580		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 87: Efectos marginales del modelo Alternativo 5 considerando *peg_ledesma* como variable dependiente

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Paro	0,0019* (2,8245)		
+	Reservas	9,97E-09 (0,7277)		
+	I_e	-0,0099* (-2,8983)		
-	I_pca	0,0008* (4,9536)	0,00001 (0,0791)	
+	Efectiv_pol	0,0226* (4,9901)		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Cuadro 7. 87: Efectos marginales del modelo Alternativo 5 considerando *peg_ledesma* como variable dependiente (continuación)

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Part	-0,0005* (-2,9674)	-0,0012* (-5,2533)	
+	Ipc _{a_e}		-0,0360* (-2,8671)	0,0079* (3,9837)
+	Lntcr			0,0134* (2,9007)
+	Lnipc _{a_e}		3,1355* (2,4571)	
-	Ipi _e	-0,0064* (-6,0864)		0,0044* (8,1450)
-	Deuda		-0,00002* (-6,4655)	-0,00004* (-5,2468)
+	Deuda _e	-0,0053* (-5,1610)	0,0041* (6,8500)	
-	Def			1,36E-06* (6,1818)
-	Dif_costeslaborales			-0,0003** (-2,1172)
+	M1 _{mn_e}			-7,59E-08* (-4,7736)
+	Sent_económico		0,0022* (7,1595)	
+	Conf_consumidor		-0,0008** (-2,2928)	
+	Conf_bce	0,0016* (-5,0603)	0,0021* (11,6614)	0,0013* (6,3152)
+	Apoyo_UE	-0,0016* (-5,0603)	-0,0034* (-5,9165)	-0,0026* (-9,9807)
+	Pol_global			-0,2292* (-6,1019)
-	Pol_dchospolíticos		0,0343* (4,9130)	
No. Observaciones		2.580		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Teniendo en cuenta la amplia variedad de indicadores significativos para explicar la probabilidad de que la autoridad monetaria se decante por un régimen cambiario fijo no sólo analizando las tres variables dependientes sino además las tres alternativas en el proceso de formación de expectativas, nos centraremos en las que mayor repercusión provocan sobre la probabilidad de interés. A grandes rasgos, se puede apreciar cómo el logaritmo del índice de precios de consumo armonizado del país de referencia se

muestra como el factor más importante a tener en cuenta al plantearse adoptar un sistema de tipos de cambio fijo. A medida que este indicador, útil para cuantificar la inflación de la Zona Euro, advierta un empeoramiento en la competitividad de la misma, se producirá una mejora en términos relativos en la economía doméstica incentivando la elección del esquema fijo o consolidándolo en el tiempo en el caso de haberlo adoptado con anterioridad. Además el papel de las variables políticas desempeña un papel muy importante con independencia de si los agentes económicos forman sus expectativas de forma retrospectiva, instantánea o bien orientadas hacia el futuro e incluso de la variable dependiente que se estudie. Entre las que mayor capacidad explicativa presentan, se encuentra la efectividad política y global, las asociadas a cuantificar los derechos políticos y civiles y aquella que identifica si el gobierno presenta una ideología de derechas con la finalidad de evitar elevadas tasas de inflación y de paro. Al igual que con otras metodologías aplicadas previamente, el mejor modelo se corresponde con el asociado a la última variable dependiente (*peg_ledesma*); sin embargo, en esta ocasión los agentes económicos forman sus expectativas tomando como referencia la evolución presente de las principales variables macroeconómicas. Esta especificación permite lograr un 99,30% de aciertos en sus predicciones y un criterio de información bastante reducido, por lo que podemos concluir que entre todos los modelos considerados a lo largo de este capítulo éste es el más apropiado. Los resultados de la estimación de este modelo reiteran la importancia del control de las tasas de inflación tanto la nacional como la del país de referencia, cuantificada a través del índice de precios de consumo armonizado. De hecho, según el peso relativo que muestra el logaritmo del índice de precios de consumo armonizado, todo parece indicar que es la variable de mayor repercusión, incluso por encima de la nacional, en la decisión de adoptar un régimen cambiario fijo. La deuda de la Zona Euro se clasifica como la tercera que mayor efecto produce sobre la probabilidad de interés, afectando positivamente a la misma. Asimismo, variables de carácter político como el porcentaje de escaños que los partidos de ideología de derechas representan en el parlamento o la cuantificación de la libertad de los derechos políticos en temas relacionados con el pluralismo político, de participación, de funcionamiento del gobierno, etc, también influyen aunque con signo opuesto al esperado. Por último, tanto las variables de apoyo y confianza a algunas instituciones europeas (*Conf_bce* y *Apoyo_UE*), como indicadores sobre las expectativas que presentan los agentes económicos sobre la evolución de la economía

(*Sent_económico* y *Conf_consumidor*) son relevantes cuando se trata de analizar los factores condicionantes de la estabilidad del sistema cambiario.

7. 5. Conclusiones

A pesar de que no existe un resultado unánime en relación a las variables identificadas por los modelos tradicionales como posibles condicionantes en la toma de decisión por parte de la autoridad monetaria de adoptar un régimen cambiario fijo, se puede apreciar un patrón que se reitera en la mayoría de los modelos considerados. Si bien es cierto que, la expansión del agregado monetario nacional, la reducción en el volumen de reservas o el empeoramiento de la balanza por cuenta corriente doméstica cuestionan el mantenimiento del régimen cambiario fijo, existe otro factor que repercute en mayor magnitud sobre la probabilidad de interés. Precisamente, unas condiciones desfavorables en el mercado de trabajo dificultan la estabilidad del sistema cambiario fijo con independencia de la variable dependiente analizada y de si los agentes económicos forman sus expectativas teniendo presente la evolución de los indicadores macroeconómicos actuales, pasados o son capaces de predecir su comportamiento futuro. La tasa de paro nacional es una de las variables explicativas cuyo efecto casi duplica el impacto sobre la probabilidad de que la economía sea capaz de mantener su compromiso cambiario. Asimismo, la distancia respecto a la paridad central, el diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro e indicadores de competitividad, tales como el tipo de cambio real o inflación, muestran un fuerte impacto sobre la estabilidad del sistema.

Por otra parte, considerando todas las variables propuestas por las diferentes corrientes de pensamiento analizadas anteriormente y clasificándolas en monetarias, reales, de competitividad, fiscales e indicadores de posibles presiones especulativas se logran unos resultados bastante similares a los previamente obtenidos. A grandes rasgos se puede afirmar que la probabilidad de que el banco central se responsabilice a mantener su paridad central se encuentra explicada en mayor magnitud por variables monetarias (oferta monetaria, volumen de reservas y diferencial de tipos de interés, por este orden), reales (tasa de paro nacional y extranjera e índice de producción nacional y de la Zona

Euro) y de competitividad (diferencial de costes laborales). Las variables fiscales no parecen tener mucha capacidad explicativa de forma robusta; sin embargo, más incidencia presentan las asociadas a evaluar potenciales ataques especulativos. Estas conclusiones se mantienen tanto aplicando la metodología de lo particular a lo general como de lo general a lo particular.

Motivados por investigar si regresores de carácter político, institucional o de confianza y expectativas muestran un poder explicativo en la sostenibilidad del tipo de cambio fijo se incorporan en el modelo. Los resultados de las estimaciones reflejan que los factores asociados a la confianza de los agentes económicos no sólo muestran una elevada significatividad sino que además repercuten en gran magnitud sobre el mantenimiento del compromiso cambiario. Precisamente, el índice de sentimiento económico es aquél que mayor influencia muestra sobre la probabilidad de estudio. Otro factor bastante robusto a lo largo de las distintas especificaciones es la confianza en las instituciones europeas, ya que cuanto mayor sea la confianza depositada en las mismas, mayor garantía de adoptar y permanecer en un esquema de tipos de cambio fijo. Menor impacto presentan las variables políticas en la explicación de la elección del sistema cambiario, aunque muestran ser altamente significativas.

Al considerar metodologías capaces de sintetizar la máxima información en el menor número de factores explicativos se observa variedad en las variables explicativas dependiendo de la variable dependiente y del proceso de formación de expectativas que se analice, tanto aplicando el Análisis de Componentes Principales como la metodología propuesta por Acosta-González y Fernández-Rodríguez (2007). En la primera perspectiva es necesario precisar que cada uno de los factores principales identificados recoge variables explicativas con una buena interpretación económica. De forma general, se continúa reiterando la gran capacidad explicativa que muestran las variables de carácter monetario, real, de presiones especulativas y de confianza en las instituciones europeas. Por su parte, el procedimiento basado en algoritmos genéticos permite identificar a algunas variables de competitividad y políticas como las principales causantes en la adopción de un régimen cambiario fijo dada su magnitud en términos relativos.

Finalmente, atendiendo a los criterios de selección empleados a lo largo de este capítulo, hemos considerado que el modelo más apropiado para explicar la probabilidad de interés es el asociado a la tercera variable dependiente cuando se tiene en consideración la evolución presente de las principales variables macroeconómicas en la formación de expectativas estimado por el procedimiento de Acosta-González y Fernández-Rodríguez (2007). La razón es la siguiente: el porcentaje de aciertos de sus predicciones supera el 99% (en concreto un 99,30%) y además el criterio de información empleado en el método de algoritmos genéticos es el más reducido en comparación con el resto de modelos. En este caso los factores explicativos de mayor repercusión son los indicadores que cuantifican la tasa de inflación tanto la nacional como la extranjera, la deuda del país de referencia, la ideología del parlamento, la libertad de derechos políticos y variables vinculadas a la confianza en las instituciones europeas y sobre las expectativas de los agentes sobre la evolución económica nacional.

Referencias

- Acosta-González, E. y Fernández-Rodríguez, F. (2007): Model selection via genetic algorithms illustrated with cross-country growth data, *Empirical Economics*, **33**, 313-337.
- Acosta-González, E., Fernández-Rodríguez, F. y Sosvilla-Rivero, S. (2012): On factors explaining the 2008 financial crisis, *Economics Letters*, **115**, 215–217.
- Acosta-González, E., Fernández-Rodríguez, F. y Sosvilla-Rivero, S. (2014): An empirical examination of the determinants of the shadow economy, *Applied Economics Letters*, **21**, 304-307.
- Akaike, H. (1974): A new look at the statistical model identification, *IEEE Transactions on Automatic Control*, **19**, 716-723.
- Ameniya, T. (1981): Qualitative response models: a survey, *Journal of Economic Literature*, **19**, 1483-1536.
- Balestra, P. y Nerlove, M. (1966): Pooling cross section time series data in the estimation of a dynamic model: the demand for natural gas, *Econometrica*, **34**, 585-612.
- Baltagi, B. (2008): *Econometric Analysis of Panel Data*, cuarta ed, Chichester, UK: Wiley.
- Bartlett, M. S. (1954): A note on the multiplying factors for various chi square approximations, *Journal of the Royal Statistical Society*, **16**, 296-298.
- Bartus, T. (2005): Estimation of marginal effects using margeff, *Stata Journal*, **5**, 309-329.
- Bertola, G. y Svensson, L. E. O. (1993): Stochastic devaluation risk and the empirical fit of target zone models, *Review of Economic Studies*, **60**, 689-712.
- Blanco, H. y Garber, P. M. (1986): Recurrent devaluation and speculative attacks on the Mexican peso, *Journal of Political Economy*, **94**, 148-166.
- Breusch, T. S. y Pagan, A. R. (1980): The Lagrange Multiplier test and its applications to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies*, **47**, 239-253.
- Cameron, A. C. y Trivedi, P. K. (2010): *Microeconometrics using Stata*, edición revisada, Stata Press Publication, College Station, Texas.
- Chang, R. y Velasco, A. (1998): Financial crises in emerging markets, Working Paper No. 6606, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Chow, G. C. (1960): Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions, *Econometrica*, **28**, 591-605.
- Corsetti, G., Pesenti, P. y Roubini, N. (1999): Paper tigers? A model of the Asian crisis, *European Economic Review*, **43**, 1211-1236.

- Cumby, R. E. y van Wijnbergen, S. (1989): Financial policy and speculative runs with a crawling peg: Argentina 1979-1981, *Journal of International Economics*, **27**, 111-127.
- Domencich, T. A. y McFadden, D. (1975): *Urban Travel Demand: A Behavioral Analysis*, North Holland Publishing, Amsterdam.
- Edin, P. A. y Vredin, A. (1993): Devaluation risk in target zones: evidence from the nordic countries, *Economic Journal*, **103**, 161-75.
- Flood, R. y Garber, P. (1984): Collapsing exchange-rate regimes: some linear examples, *Journal of International Economics*, **17**, 1-13.
- Fox, J. (2010): Logit and Probit Models. York University's Summer Program in Data Analysis (SPIDA).
- Hausman, J. A. (1978): Specification tests in econometrics, *Econometrica*, **46**, 1251-1271.
- Hausman, J. A. y Taylor, W. E. (1981): Panel data and unobservable individual effects, *Econometrica*, **49**, 1377-1398.
- Hendry, D. F. (1995): *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.
- Hoover, K. D. y Perez, T. (1999): Data mining reconsidered: encompassing and the general-to-specific approach to specification search, *Econometrics Journal*, **2**, 167-191.
- Jeanne, O. (1997): Are currency crises self-fulfilling? A test, *Journal of International Economics*, **43**, 263-286.
- Kaiser, H. F. (1958): The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis, *Psychometrika*, **23**, 187-200.
- Kaiser, H. F. (1970): A second generation little jiffy, *Psychometrika*, **35**, 401-415.
- Keefer, P. (2012): DPI2012. Database of Political Institutions: Changes and Variable Definitions, Development Research Group, World Bank.
- King, G. J., Honaker, A., Joseph, A. y Scheve, K. (2001): Analyzing incomplete political science data: an alternative algorithm for multiple imputation, *American Political Science Review*, **95**, 49-69.
- Krugman, P. (1979): A model of balance of payments crises, *Journal of Money, Credit and Banking*, **11**, 311-325.
- Krugman, P. (2000): Crises: the price of globalization?, en *Proceedings of Economic Policy Symposium-Jackson Hole*, Federal Reserve Bank of Kansas City, pp. 75-106.
- Ledesma-Rodríguez, F., Navarro-Ibáñez, M., Pérez-Rodríguez, J. y Sosvilla-Rivero, S. (2005a): Assessing the credibility of a target zone: evidence from the EMS, *Applied Economics*, **37**, 2265-2287.

Ledesma-Rodríguez, F., Navarro-Ibáñez, M., Pérez-Rodríguez, J. y Sosvilla-Rivero, S. (2005b): Regímenes cambiarios *de facto* y *de iure*. Una aplicación al tipo de cambio yen/dólar, *Moneda y Crédito*, **221**, 37-68.

Ledesma-Rodríguez, F., Pérez-Rodríguez, J. y Sosvilla-Rivero, S. (2006): An empirical examination of exchange-rate credibility determinants in the EMS, *Applied Economics Letters*, **13**, 847-850.

Lewis-Beck, M. S. (1994): *Factor Analysis & Related Techniques (International Handbook of Quantitative Applications in the Social Sciences)*, Sage, London.

Lovell, M. C. (1983): Data mining, *Review of Economics and Statistics*, **65**, 1-12.

McFadden, D. (1974): Conditional logit analysis of qualitative choice behavior, en P. Zarembka (ed), *Frontiers in Econometrics*, Nueva York: Academic Press, pp. 105-142.

Mckinnon, R. I. y Pill, H. (1996): The overborrowing syndrome: are East Asian economies different?, en *Proceedings of Federal Reserve Bank of San Francisco*, pp. 322-355.

Obstfeld, M. (1986): Rational and self-fulfilling balance-of-payments crises, *American Economic Review*, **76**, 72-81.

Ötoker, I. y Pazarbasioglu, C. (1997): Speculative attacks and macroeconomic fundamentals: evidence from some European currencies, *European Economic Review*, **41**, 847-860.

Pearson, K. (1901): On lines and planes of closest fit to systems of points in space, *Philosophical Magazine*, **2**, 559-572.

Radelet, S. y Sachs, J. (1998): The onset of the East Asian financial crisis, Working paper No. 6680, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Reinhart, C. M. y Rogoff, K. S. (2004): The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation, *Quarterly Journal of Economics*, **119**, 1-48.

Sachs, J., Tornell, A. y Velasco, A. (1996): Financial crises in emerging markets: the lessons of 1995, *Brookings Papers on Economic Activity*, **1**, 147-217.

Schwarz, G. (1978): Estimating the dimension of a model, *Annals of Statistics*, **6**, 461-464.

Thomas, A. H. (1994): Expected devaluation and economic fundamentals, *IMF Staff Papers*, **41**, 262-285.

Tronzano, M., Psaradakis, Z. y Martin, S. (2003): Target zone credibility and economic fundamentals, *Economic Modelling*, **20**, 791-807.

ANEXO B.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente

Variable	Descripción	Fuente
Variable Monetarias		
Agregado monetario nacional M1 (M1_mn)	La finalidad de los agregados monetarios se centra en la medición del dinero existente en un país determinado. Esta variable es una herramienta clave en la toma de decisiones de la política monetaria. Según el Eurosistema, el agregado monetario M1 se define como el efectivo en circulación más los depósitos a la vista. Se expresa en millones de moneda nacional.	Datastream.
Agregado monetario nacional M2 (M2_mn)	Esta variable se encuentra constituida no sólo por el agregado monetario M1, sino por los depósitos a plazo de como máximo dos años y por aquéllos disponibles con preaviso hasta tres meses. Se expresa en millones de moneda nacional.	Datastream.
Agregado monetario extranjero M1 (M1_mn_e)	Indica el efectivo en circulación más los depósitos a la vista de la Zona Euro. Se expresa en millones de moneda nacional.	Datastream.
Agregado monetario extranjero M2 (M2_mn_e)	Este instrumento de política monetaria se encuentra formado por el agregado monetario M1, los depósitos a plazo de hasta dos años y por aquéllos disponibles con preaviso hasta tres meses para la economía en su conjunto de la Zona Euro. Se expresa en millones de moneda nacional.	Datastream.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Logaritmo del agregado monetario nacional M3 (Lnm3)	Resultado de aplicar el logaritmo natural al agregado monetario que el Eurosistema considera más estable para llevar a cabo su estrategia de política monetaria. En esta variable se recogen los pasivos incluidos en M2 más las cesiones temporales, los valores de renta fija de como máximo dos años (emitidos por instituciones financieras monetarias) y las participaciones en fondos del mercado monetario e instrumentos de dicho mercado.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes de Datastream.
Logaritmo del agregado monetario extranjero M1 (Lnm1_e)	Se aplica el logaritmo natural al agregado monetario M1 de la Zona Euro.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes de Datastream.
Logaritmo del agregado monetario extranjero M2 (Lnm2_e)	Se aplica el logaritmo natural al agregado monetario M2 de la Zona Euro.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes de Datastream.
Logaritmo del agregado monetario extranjero M3 (Lnm3_e)	Se aplica el logaritmo natural al agregado monetario M3 de la Zona Euro.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes de Datastream.
Tasa de crecimiento del agregado monetario nacional M1 (M1)	Se define como la variación porcentual del agregado monetario nacional M1 entre dos meses consecutivos.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes de Datastream.
Tasa de crecimiento del agregado monetario nacional M2 (M2)	Se define como la variación porcentual del agregado monetario nacional M2 entre dos meses consecutivos.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes de Datastream.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Tasa de crecimiento del agregado monetario extranjero M1 (M1_e)	Se define como la variación porcentual del agregado monetario M1 de la Zona Euro entre dos meses consecutivos.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes de Datastream.
Tasa de crecimiento del agregado monetario extranjero M2 (M2_e)	Se define como la variación porcentual del agregado monetario M2 de la Zona Euro entre dos meses consecutivos.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes de Datastream.
Diferencial de tasas de crecimiento del agregado monetario M1 (DifM1)	Esta variable se construye como la diferencia entre la tasa de crecimiento del agregado monetario nacional M1 y su correspondiente a la Zona Euro.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes de Datastream.
Diferencial de tasas de crecimiento del agregado monetario M2 (DifM2)	Indica la diferencia de las tasas de crecimiento del agregado monetario M2 entre la economía doméstica y la Zona Euro.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes de Datastream.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Tipo de cambio (Tc)	<p>El tipo de cambio nominal es una herramienta fundamental en el comercio internacional, así como en los movimientos de capital, ya que nos permite convertir el precio de cualquier bien o servicio expresado en moneda extranjera en la divisa nacional y viceversa, facilitando así las transacciones económicas. Esta variable que nos permite relacionar el valor de dos divisas se puede expresar de forma directa (indicando el número de unidades de moneda nacional que es necesario ofrecer a cambio de comprar una divisa extranjera) o indirecta (reflejando las unidades de moneda extranjera que se han de pagar para conseguir una moneda nacional). En toda la tesis hemos trabajado con la definición directa, más vinculada con la perspectiva europea. Por tanto, ante un incremento en el tipo de cambio afirmaremos que la moneda nacional se está depreciando como consecuencia de que la nueva situación supone pagar más moneda nacional para conseguir una unidad de divisa extranjera. Si sucediera una reducción en el tipo de cambio se denomina una apreciación de la moneda nacional. Es preciso resaltar que cuando estas alteraciones en esta variable no son fruto de la coyuntura del mercado, sino que se debe a cambios en la política cambiaria por parte de las autoridades monetarias reciben el nombre de devaluación y revaluación, respectivamente. Se ha considerado datos mensuales del tipo de cambio al contado (<i>spot exchange rate</i>), estudiando por tanto el precio de una divisa para el pago inmediato o como máximo dos días.</p>	Banco Central Europeo y Eurostat.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Tipo de interés nacional (I)	Por definición, el tipo de interés nacional es el precio del dinero, que como en cualquier otro mercado, se determina entre la oferta y la demanda. La política monetaria es la encargada de modificar este instrumento con la finalidad de llevar a cabo una política expansiva o restrictiva según sea lo más conveniente para el país en cuestión. Ante una reducción en el tipo de interés, lo que significa es que el precio del dinero se contrae y, ante este abaratamiento los agentes económicos demandan más dinero expandiendo la demanda de saldos reales, impulsando así la economía a través del incentivo hacia el consumo (política financiera expansiva). Por el contrario, frente a un incremento en esta variable se conseguiría el efecto opuesto, es decir, una menor inflación ya que el coste de acceso a los créditos se incrementa, desincentivando el consumo y la inversión (política monetaria restrictiva). En la tesis se trabaja con el tipo de interés mensual nacional interbancario a 3 meses.	Eurostat.
Tipo de interés extranjero (I_e)	Hace referencia al precio al cual se compra y se vende el dinero en la Zona Euro. Se ha empleado el tipo de interés mensual interbancario a 3 meses.	Eurostat.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Diferencial de tipos de interés (Difi)	Se construye como la diferencia entre el tipo de interés nacional interbancario a 3 meses de la economía nacional y el asociado a la Zona Euro.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes del Eurostat.
Reservas internacionales (Reservas)	Esta variable es un indicador de la fortaleza de un país, ya que cuantifica los depósitos de divisas extranjeras que la autoridad monetaria posee a su disposición para hacer respaldar sus pasivos. Estas divisas han de ser aceptadas como un medio de pago a nivel internacional, habiendo cumplido por tanto el requisito de ser una moneda avalada por una economía estable y que participe en el comercio internacional de forma activa. No sólo son recursos que sirven para financiar los pagos de los bienes y servicios que la economía doméstica importa del exterior, sino que además contribuye a estabilizar la moneda nacional y a financiar los depósitos de los bancos e instituciones financieras. Las series originales recogen las reservas totales menos el oro y se encuentran expresadas en millones de dólares estadounidenses. Con la finalidad de establecer homogeneidad en las unidades con respecto al resto de variables, expresamos nuestras series en millones de moneda nacional a través del tipo de cambio mensual moneda nacional/dólar estadounidense (obtenido como la media de la serie original del tipo de cambio diario).	Elaboración propia a partir de los datos procedentes de Datastream (fundamentalmente de las Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional). El tipo de cambio moneda nacional/dólar estadounidense se obtuvo también de Datastream a partir de los Bancos Centrales nacionales y del FMI.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Logaritmo de reservas internacionales (Lnreservas)	Se aplica el logaritmo natural a la variable anteriormente explicada.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes de Datastream.
Diferencial de reservas internacionales (Difreservas)	Recoge la diferencia entre el volumen de reservas internacionales del país en un mes determinado y el mes anterior.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes de Datastream.
Diferencial del logaritmo de reservas internacionales (Diflnreservas)	Es la diferencia de los logaritmos de reservas internacionales entre dos meses consecutivos.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes de Datastream.
Crédito doméstico (Crédito_dom)	Esta variable cuantifica el crédito soportado por la economía nacional. Según las Estadísticas Financieras Internacionales (IFS, por sus siglas en inglés), se construye atendiendo a la siguiente fórmula, empleando la misma notación para las partidas que la fuente a partir de la cual hemos extraído la información: $12a+12d+12e+12f-16d$. Se calcula como la suma de créditos al gobierno central, créditos al sector privado, créditos a los depósitos bancarios y créditos a otras instituciones bancarias restándole a su vez los pasivos del gobierno central. Se ha expresado en millones de moneda nacional permitiendo una comparativa con el resto de variables utilizadas.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes de Datastream a partir de IFS.
Índice de cotización bursátil (P_acciones)	Este indicador ampliamente utilizado en el mercado de valores se puede definir como una ponderación entre un conjunto de valores que cotizan en un determinado mercado, cuya finalidad es identificar alteraciones en las rentabilidades promedio de dichas acciones. Este índice mensual toma como referencia el año 1995 (1995=100).	Datastream, fundamentalmente a partir de fuentes internacionales históricas y de las Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Variables Reales		
Tasa de paro nacional (Paro)	Refleja el porcentaje total mensual de personas de 16 años o más que, a pesar de encontrarse en condiciones de suministrar mano de obra para la producción de bienes y servicios y buscar activamente un empleo, no disponen de trabajo. Se trata del cociente entre el número de parados totales entre la población activa nacional de la economía.	Fondo Monetario Internacional, Ministerios de trabajo y políticas sociales, Institutos nacionales de estadística a través de Datastream.
Tasa de paro extranjero (Paro_e)	Indica el porcentaje mensual de parados totales de la Zona Euro sobre la población activa correspondiente al Mercado Común.	Eurostat.
Indice de producción industrial nacional (Ipi)	Este indicador coyuntural es de gran utilidad para analizar la evolución mensual de la actividad productiva nacional de las ramas industriales excluyendo el sector de la construcción. Se encuentra ajustado por la estacionalidad. El año base considerado como referencia es el 2005 (2005=100).	UNECE Statistical Database agrupando fuentes oficiales nacionales e internacionales (CIS, Eurostat, FMI, OCDE).
Indice de producción industrial extranjero (Ipi_e)	Mide el comportamiento conjunto de la cantidad y calidad de la actividad productiva de la Zona Euro de las ramas industriales suprimiendo el sector de la construcción. Se encuentra ajustado por la estacionalidad. El año base considerado como referencia es el 2005 (2005=100).	Banco Central Europeo.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Indice de empleo industrial (Indice_empleo)	Cuantifica el número de personas empleadas en la economía doméstica dentro de la industria, a excepción del sector de la construcción. Este índice se elabora tomando como año base el 2000 (2000=100). En aquellos países en los cuales la información disponible presenta frecuencia trimestral, aplicaremos la interpolación lineal.	Datastream.
Tipo de interés real nacional (Ir)	Se define como el tipo de interés nominal una vez descontado el efecto de la inflación.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes de Eurostat.
Variables de Competitividad		
Balanza comercial (Bal. Comercial)	Este indicador económico forma parte de la balanza de pagos del país doméstico. Su finalidad es comparar el valor de las exportaciones de bienes y servicios que realiza dicho país hacia el exterior con respecto a lo que esta economía importa del exterior. Cuando la diferencia entre el valor del volumen de exportaciones supera al valor de las importaciones diremos que la economía presenta un superávit comercial y a la inversa afirmaremos un déficit comercial. En esta tesis se trabaja con el saldo mensual de la balanza comercial de cada uno de los países objeto de estudio respecto a todos los países del mundo considerando además todos los productos que se comercializan. Se expresa en millones de ECU/EURO.	Eurostat y para ampliar la base de Croacia y Serbia empleamos Datastream.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Indice de precios de consumo armonizado nacional (Ipca)	Esta variable mensual es una herramienta necesaria para analizar la evolución de los precios de la economía nacional asociados a una cesta de consumo representativa. Precisamente hemos trabajado con el índice armonizado, ya que permite realizar comparaciones internacionales al garantizar una misma cesta para todos los países incluyendo o excluyendo determinadas partidas de consumo. El año base es el 2005 (2005=100).	Eurostat.
Indice de precios de consumo armonizado extranjero (Ipca_e)	La valoración de la cesta de consumo (homogénea para todos los países) que adquiere un consumidor típico extranjero a los precios de la Zona Euro nos aportará información sobre el encarecimiento o abaratamiento de los productos en el Mercado Común respecto al mes anterior. El año base es el 2005 (2005=100).	Eurostat.
Logaritmo del índice de precios de consumo armonizado extranjero (Lnipca_e)	Aplicamos el logaritmo natural a la serie temporal del índice de precios de consumo armonizado para la Zona Euro.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes del Eurostat.
Tasa de inflación nacional (Inf)	Este indicador mensual se obtiene como la diferencia porcentual entre el índice de precios de consumo armonizado de dos períodos consecutivos. Su finalidad es examinar si se produce un aumento generalizado y sostenido en el nivel de precios de los bienes y servicios del país nacional, lo que se reflejaría en una tasa de crecimiento positiva. Además su evolución temporal nos permite determinar si los precios crecen cada vez a una mayor tasa o si por el contrario comienzan a estabilizarse.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes del Eurostat.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Tasa de inflación extranjera (Inf_e)	Mide la variación porcentual mensual del índice de precios de consumo armonizado extranjero entre un mes y otro para la Zona Euro.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes del Eurostat.
Diferencial de inflación (Difinf)	Esta variable es una medida que permite comparar las tasas de inflación entre el país nacional y la Zona Euro. Se obtiene como la diferencia entre ambas tasas de crecimiento. Cuanto mayor sea el crecimiento de precios de la cesta representativa en la economía respecto a la Zona Euro significará que el país nacional presenta una menor competitividad en términos relativos.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes del Eurostat.
Balanza por cuenta corriente nacional (Cta. Corriente)	Este indicador macroeconómico forma parte de la balanza de pagos del país doméstico. El motivo por el cual es interesante estudiar dicha variable es porque nos es de gran utilidad cuando se trata de identificar si el país nacional presenta necesidad de financiación o si, por el contrario, dispone de financiación suficiente para autofinanciarse. Precisamente se considera como otro factor explicativo de la competitividad, ya que refleja las transacciones comerciales, además de los ingresos y pagos vinculados con las rentas del trabajo y los ingresos y pagos de transferencias unilaterales sin ninguna contrapartida. Hemos seleccionado el saldo de la balanza por cuenta corriente que presentan nuestras economías con el resto del mundo, expresado en millones de unidades de moneda nacional. Dado que la frecuencia es trimestral se ha procedido a mensualizar los datos a través del método de interpolación lineal.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes del Eurostat.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Balanza por cuenta corriente extranjera (Cta. Corriente_e)	Indica las transacciones comerciales, además de los ingresos y pagos vinculados con las rentas del trabajo y los ingresos y pagos de transferencias unilaterales sin ninguna contrapartida para la economía de la Zona Euro. Trabajamos con el saldo por cuenta corriente mensual que presenta el Mercado Común con el resto del mundo, expresado en unidades de moneda nacional (millones de euros).	Banco Central Europeo.
Tipo de cambio real (Tcr)	Si bien el tipo de cambio nominal se define como el precio relativo entre dos divisas, el tipo de cambio real se distingue del mismo porque es un indicador de precios de una misma cesta de productos entre el país nacional y el de referencia (en nuestro caso, la Zona Euro). Se ha calculado como el cociente entre el tipo de cambio nominal (Tc) multiplicado por el índice de precios de consumo armonizado de la Zona Euro ($Ipca_e$) y el índice de precios de consumo armonizado nacional ($Ipca$). Es considerado un indicador de la competitividad, ya que una depreciación real de la moneda nacional significa una disminución del poder adquisitivo de la economía nacional. Esto supone una ganancia en competitividad debido al abaratamiento en términos relativos de la cesta de referencia.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes del Banco Central Europeo y del Eurostat.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Logaritmo del tipo de cambio real (Lntr)	Se ha aplicado el logaritmo natural al tipo de cambio real de cada uno de los países.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes del Banco Central Europeo y del Eurostat.
Diferencial de costes laborales (Dif_costeslaborales)	Se ha obtenido como la diferencia entre los índices de costes laborales entre la economía nacional y la de referencia (Zona Euro). Estos índices se fundamentan en los costes laborales vinculados con el sector de la industria eliminando la rama de la construcción. El año base es el 2008 (2008=100). Dada la frecuencia trimestral de los datos ha sido necesario acudir a la interpolación lineal para mensualizarlos.	Datastream.
Variables Fiscales		
Deuda nacional (Deuda)	Se trata de un indicador sobre la posición financiera del gobierno central de la economía nacional. En concreto, se analiza uno de los subsectores que constituyen la denominada deuda bruta del gobierno general que, según el Tratado de Maastricht, se define como la deuda pública bruta consolidada en términos nominales en circulación recogiendo diferentes pasivos: efectivo y depósitos, valores que no sean acciones ni tampoco se incluyen préstamos ni productos financieros. Esta variable stock se expresa como porcentaje del Producto Interior Bruto (PIB). Hemos tenido que aplicar el procedimiento de interpolación lineal ya que la menor frecuencia es de carácter trimestral.	Eurostat y para completar las series de algunos países nos apoyamos en Datastream.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Deuda extranjera (Deuda_e)	Presenta la misma definición que la deuda nacional, pero en este caso, hace referencia a la Zona Euro. Se expresa como porcentaje del Producto Interior Bruto (PIB) y nuevamente se ha aplicado el procedimiento de interpolación lineal ya que la menor frecuencia es de carácter trimestral.	Eurostat.
Diferencial de deuda (Difdeuda)	Esta medida nos indica la posición relativa de endeudamiento del gobierno central de la economía doméstica frente a la Zona Euro. Se construye como la diferencia entre la deuda nacional y la deuda extranjera.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes del Eurostat y Datastream.
Déficit nacional (Def)	Según el SEC-95, el déficit del gobierno se interpreta como la diferencia entre los ingresos (procedente de los impuestos) y gastos del gobierno general (consumo de bienes y servicios). Afirmaremos la existencia de un déficit fiscal cuando los gastos sean superiores a los ingresos. Por otra parte, es preciso aclarar que la diferencia respecto a la deuda es que esta última variable es una acumulación de los déficits. No sólo consideraremos el déficit primario (diferencia entre ingresos y gastos explicados anteriormente), sino que incorporaremos los pagos procedentes de los intereses de deuda, recogiendo así el déficit total. Se ha trabajado con datos mensuales gracias a la interpolación lineal sobre las series trimestrales. Para otros países se ha empleado la serie original mensual hallada en la fuente de Datastream.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes del Eurostat y para países como Bulgaria, Chipre, Croacia, Eslovenia, Islandia, Letonia, Lituania, Malta, Polonia y República Checa se ha empleado las series mensuales obtenidas de Datastream.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Variables de presiones especulativas		
Distancia respecto a la paridad central (Dpc)	Este indicador se ha construido como la diferencia en valor absoluto entre el tipo de cambio nominal (Tc , explicado anteriormente) y la paridad central.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes del Banco Central Europeo y del Eurostat.
Distancia respecto a la banda superior de fluctuación (Dbs)	Otro factor que se suele emplear para anticipar posibles presiones especulativas a la moneda nacional es la desviación respecto a la banda superior de fluctuación. Se obtiene como la diferencia entre el tipo de cambio nominal (Tc , explicado anteriormente) y la banda superior de fluctuación.	Elaboración propia a partir de los datos procedentes del Banco Central Europeo y del Eurostat.
Variables Políticas		
Derechos políticos (Pol_dchospolíticos)	Cuantifica los derechos políticos a partir de un ranking calculado por Freedom House. Este indicador se encuentra comprendido entre los valores 1 y 7, donde el primero se asocia a una mayor libertad y el segundo a la menor libertad. Esta variable centra su estudio en diversos aspectos políticos: el proceso electoral, el pluralismo político y de participación y el funcionamiento del gobierno. Dado que los datos proporcionados por la fuente presentan una frecuencia anual, se ha procedido a la interpolación lineal para obtenerlos mensuales.	Elaboración propia a partir de la base de datos: Comparative Political Data Set II (28 Post Communist Countries) extraída de Institut für Politikwissenschaft.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Derechos civiles (Pol_dchosciviles)	Este ranking se caracteriza por la valoración de los derechos civiles abarcando numerosas vertientes objeto de estudio: la libertad de expresión y de convicciones, los derechos sindicales, el estado de derecho y la autonomía personal y de derechos individuales. Al igual que la variable anterior adopta un rango entre 1 (más libertad) y 7 (menos libertad). Hemos aplicado la interpolación lineal como consecuencia de la naturaleza anual de los datos originales.	Elaboración propia a partir de la base de datos: Comparative Political Data Set II (28 Post Communist Countries) extraída de Institut für Politikwissenschaft.
Libertad general del país (Pol_global)	Esta variable es un indicador que recoge de forma global el comportamiento de las dos anteriores (derechos políticos y civiles). En esta ocasión se clasifica en tres valores: 0 (no existe libertad en el país), 1 (presenta una libertad parcial) y 2 (el país es totalmente libre). Nuevamente acudimos a la interpolación lineal.	Elaboración propia a partir de la base de datos: Comparative Political Data Set II (28 Post Communist Countries) extraída de Institut für Politikwissenschaft.
Nivel de democratización (Nit_dem)	Indica una medida de democratización del país a través de cuatro dimensiones: el proceso electoral, la sociedad civil, la independencia en los medios de comunicación y el gobierno. Presenta una categorización desde 1 hasta 7, indicando una mayor y menor nivel de democracia en el país, respectivamente. Se aplica el procedimiento de interpolación lineal a los datos de frecuencia anual.	Elaboración propia a partir de la base de datos: Comparative Political Data Set II (28 Post Communist Countries) extraída de Institut für Politikwissenschaft.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Nivel judicial y de corrupción (Nit_rol)	Es un factor explicativo que recoge una dimensión relacionada con el contexto constitucional, legislativo y judicial, junto con aspectos relacionados con la corrupción. Presenta la misma clasificación de la variable anterior (1 a 7) y también se ha aplicado la interpolación lineal a los datos anuales.	Elaboración propia a partir de la base de datos: Comparative Political Data Set II (28 Post Communist Countries) extraída de Institut für Politikwissenschaft.
Liberalización económica (Nit_eco)	Esta variable hace referencia a la liberalización económica del país estudiado. Se analiza a través de tres dimensiones en las que se encuentran aspectos sobre la política microeconómica, macroeconómica y sobre la privatización. Cuanto más elevado sea el nivel de liberalización más próximo estará de su valor mínimo (1) y cuanto más se desvíe del nivel de liberalización máximo tenderá hacia su valor máximo (7). Hemos procedido a la interpolación lineal a partir de las series originales anuales.	Elaboración propia a partir de la base de datos: Comparative Political Data Set II (28 Post Communist Countries) extraída de Institut für Politikwissenschaft.
Democracia más amplia (Nit_dem2)	Este indicador es muy similar al explicado anteriormente (<i>Nit_dem</i>), pero la ventaja de esta nueva variable radica en un análisis más pormenorizado. En este caso no sólo se consideran las cuatro dimensiones de antes, sino que además se añade el contexto judicial, la independencia y la corrupción. Dado su naturaleza anual hemos aplicado el método de interpolación lineal. Nuevamente se categoriza desde 1 (democracia máxima) a 7 (democracia mínima).	Elaboración propia a partir de la base de datos: Comparative Political Data Set II (28 Post Communist Countries) extraída de Institut für Politikwissenschaft.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Efectividad global (Efectiv_global)	Este factor explicativo se encuentra constituido como la suma de la efectividad económica, política, social y de seguridad. Esta variable junto con la legitimidad constituye el índice de fragilidad del país elaborado por Polity IV Country Reports. Es por ello que cada una de estas dimensiones se representa por variables como el PIB per cápita, la vulnerabilidad sobre la violencia política, estabilidad del gobierno y el desarrollo de capital humano, para posteriormente ser categorizadas en función de determinados puntos de corte para la elaboración del índice. Se ha empleado la interpolación lineal a los datos anuales originales.	Polity IV Project: Political Regime Characteristics and Transitions, 1800-2012.
Efectividad política (Efectiv_pol)	Esta variable se centra en la efectividad política, atendiendo a la estabilidad del gobierno a través de la durabilidad del mismo. Este indicador forma parte de la estabilidad global explicada anteriormente (<i>Efectiv_global</i>). Nuevamente, dada la frecuencia anual de los datos, se ha procedido a la interpolación lineal.	Polity IV Project: Political Regime Characteristics and Transitions, 1800-2012.
Elecciones legislativas (Elecc_leg)	Es una variable dicotómica que toma el valor 1 cuando el país celebra elecciones legislativas y 0 en el resto de meses.	Organization for Security and Co-operation in Europe.
Elecciones ejecutivas (Elecc_ejec)	Es una variable dicotómica que toma el valor 1 cuando el país celebra elecciones ejecutivas y 0 en el resto de meses.	Organization for Security and Co-operation in Europe.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Efectos partidistas (Part)	Esta variable recoge las preferencias del gobierno hacia políticas más dirigidas a combatir elevadas tasas de inflación y de paro. Según Ledesma <i>et al.</i> (2006), los partidos de derechas son más propensos a preocuparse por cumplir tales objetivos. Por esta razón, hemos calculado el porcentaje de escaños que los partidos de ideología de derechas representan sobre el total del parlamento.	Elaboración propia a partir de los datos proporcionados en Keefer (2012): DPI2012. Database of political institutions: Changes and variables definitions, Development Research Group, World Bank.
Derechas (Derechas)	Variable dicotómica a la cual le asignaremos el valor 1 si el partido mayoritario que preside el gobierno se identifica con una ideología de derechas y 0 en el resto.	Elaboración propia a partir de los datos proporcionados en Keefer (2012): DPI2012. Database of political institutions: Changes and variables definitions, Development Research Group, World Bank.
Variables Institucionales		
Beneficio pertenencia a la Unión Europea (UE) (Ben_perten_UE)	Se les plantea a los agentes económicos si, de forma general, consideran si su país se ha beneficiado o no de su pertenencia a la UE. A partir de esta información se construye el porcentaje de respuestas que afirman haberse beneficiado. Los datos disponibles son bianuales y a través del método de interpolación lineal se han mensualizado. Es un indicador relativamente reciente, por lo que se dispone de información a partir de octubre de 2004 en la mayoría de los casos.	Elaboración propia a partir del Eurobarómetro procedente de la Comisión Europea.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Apoyo a la UE (Apoyo_UE)	Cuantifica el porcentaje que afirman apoyar a la UE. En la encuesta se les realiza la siguiente pregunta: De forma general, ¿cree usted que la pertenencia al Mercado Común es algo positivo, negativo o indiferente? Los datos disponibles son bianuales y a través del método de interpolación lineal se han mensualizado. Es un indicador relativamente reciente, por lo que se dispone de información a partir de octubre de 2004 en la mayoría de los casos.	Elaboración propia a partir del Eurobarómetro procedente de la Comisión Europea.
Confianza en el Banco Central Europeo (BCE) (Conf_bce)	Indica el porcentaje de confianza en el Banco Central Europeo. A cada país se le pregunta si tiende a creer o no creer en esta institución europea. Los datos disponibles son bianuales y a través del método de interpolación lineal se han mensualizado. Es un indicador relativamente reciente, por lo que se dispone de información a partir de octubre de 2004 en la mayoría de los casos.	Elaboración propia a partir del Eurobarómetro procedente de la Comisión Europea.
Confianza en la Comisión Europea (Conf_comisión europea)	Indica el porcentaje de confianza en el Banco Central Europeo. A cada país se le pregunta si tiende a creer o no creer en esta institución europea. Los datos disponibles son bianuales y a través del método de interpolación lineal se han mensualizado. Es un indicador relativamente reciente, por lo que se dispone de información a partir de octubre de 2004 en la mayoría de los casos.	Elaboración propia a partir del Eurobarómetro procedente de la Comisión Europea.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Confianza en el Parlamento Europeo (Conf_parlameuropeo)	Indica el porcentaje de confianza en el Banco Central Europeo. A cada país se le pregunta si tiende a creer o no creer en esta institución europea. Los datos disponibles son bianuales y a través del método de interpolación lineal se han mensualizado. Es un indicador relativamente reciente, por lo que se dispone de información a partir de octubre de 2004 en la mayoría de los casos.	Elaboración propia a partir del Eurobarómetro procedente de la Comisión Europea.
Meses de pertenencia a la UE (Pertenencia_UE)	Indica el número de meses desde que el país entró a formar parte de la UE hasta finalizar nuestra muestra (2012:12).	Elaboración propia a partir de: http://europa.eu/about-eu/countries/member-countries/index_es.htm .
Variables de expectativas y confianza		
Índice de confianza del consumidor (Conf_consumidor)	Esta variable mensual nos proporciona información sobre la percepción económica actual que mantienen los consumidores, además de ofrecer una perspectiva sobre las expectativas futuras tanto de la economía en general como de la economía familiar y de cuestiones del mercado laboral.	Comisión Europea.
Índice de sentimiento económico (Sent_económico)	Este índice mensual es un indicador global de la evolución de la economía, construido a su vez por una media ponderada entre cinco indicadores de confianza sobre distintos sectores económicos. En concreto, el índice de confianza industrial (representando un 40%), el índice de confianza de servicios (30%), el índice de confianza del consumidor (20%), el índice de confianza del comercio al por menor (5%) y finalmente el índice de confianza de la construcción (5%).	Comisión Europea.

Anexo B. 1. Definición de las variables explicativas de todos los modelos considerados y su fuente (continuación)

Variable	Descripción	Fuente
Credibilidad (Credibilidad)	Esta variable refleja la percepción de los agentes económicos sobre la confianza depositada en la autoridad monetaria para el cumplimiento del compromiso cambiario. Este indicador es especialmente relevante ya que se ha demostrado que cuando existe plena confianza, la zona objetivo genera un efecto estabilizador en el tipo de cambio (<i>honeymoon effect</i>), mientras que por el contrario, ante la duda de que el tipo de cambio se vaya a situar en torno a la paridad central se genera expectativas futuras que terminarán por distorsionar el tipo de cambio (<i>divorce effect</i>). Siguiendo la propuesta de Bertola y Svensson (1993), hemos realizado el método de ajuste a la deriva con la finalidad de estimar las expectativas de realineamiento ya que constituyen una medida inversa a la credibilidad. Este procedimiento se explica con detalle dentro del capítulo 5 de esta tesis.	Elaboración propia a partir del Banco Central Europeo y Eurostat.
Expectativas próximo año (Exp_próximoaño)	A cada uno de los países objeto de estudio se les pregunta sobre cuáles son sus expectativas en relación a la situación económica para el año siguiente. Disponen de tres alternativas para contestar: mejorará, empeorará o se mantendrá igual. Se ha construido la variable para que refleje el porcentaje que esperan una mejora en el comportamiento económico. Los datos disponibles son bianuales y a través del método de interpolación lineal se han mensualizado. Es un indicador relativamente reciente, por lo que se dispone de información a partir de octubre de 2004 en la mayoría de los casos.	Elaboración propia a partir del Eurobarómetro procedente de la Comisión Europea.

Anexo B. 2: Propiedades de los estimadores

Resultados del contraste:	<i>Estimador $\hat{\beta}_{EF}$</i>	<i>Estimador $\hat{\beta}_{MCGF}$</i>
Si se rechaza H_0	Consistente	Inconsistente
Si no se rechaza H_0	Consistente	Consistente y eficiente

Anexo B. 3. 1: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado por efectos fijos

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc	-0,0834734* (-2,9381)	-0,1143711* (-3,5761)	-0,0594913* (-2,7851)
-	Lnml	4,683969* (7,7701)	4,279052* (9,1459)	3,383523* (8,0892)
+	Lntcr	4,802148* (3,8809)		
+	Lnipca_e	-16,92912* (-3,7760)	-38,59106* (-10,1469)	-23,19039* (-7,8549)
+	I_e	-0,4318831* (-5,5942)	-0,7469978* (-10,1288)	
+	Lnreservas	-1,152717* (-3,7488)		
+	Ipi	-0,0417583* (-3,9675)		
	Constante			
Contraste de Wald		162,03 [0,0000]	208,02 [0,000]	88,93 [0,0000]
No. Observaciones		1.124	1.124	1.112

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 3. 2: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado por efectos fijos

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		-0,4402995* (-3,7819)	-0,2142295* (-3,5833)
-	Lnml	7,06646* (7,8606)		-0,5743314* (-3,4538)
+	Lntcr	11,68218* (6,2373)	18,75961* (11,4979)	24,29318* (11,2310)
+	Lnipca_e	-40,64115* (-5,7979)		27,84646* (4,9775)
+	I_e	-0,8399141* (-8,5118)	-0,5017504* (-5,9635)	0,3788539* (3,5421)
+	Lnreservas		2,153185* (7,7927)	1,991912* (5,9571)
+	Ipi	0,0422632* (2,9409)	0,0723918* (6,6618)	0,0523363* (3,9738)
	Constante			
Contraste de Wald		362,55 [0,0000]	338,56 [0,0000]	288,05 [0,0000]
No. Observaciones		1.064	1.076	1.064

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 3. 3: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando *peg_ledesma* como variable dependiente, siendo estimado por efectos fijos

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc	0,0731752** (2,1485)	-0,2091962** (-2,3914)	-0,1143711* (-3,5761)
-	Lnml		5,321016* (5,5536)	4,279052* (9,1459)
+	Lntcr	-3,360483** (-2,0007)	-25,4669* (-7,1806)	
+	Lnipca_e		-101,5183* (-6,7711)	-38,59106* (-10,1469)
+	I_e	-1,808962* (-7,8685)	-2,149643* (-7,5111)	-0,7469978* (-10,1288)
+	Lnreservas	2,146772* (5,0379)		
+	Ipi	-0,0858872* (-6,0850)	0,0978826* (4,7287)	
	Constante			
Contraste de Wald		195,32 [0,0000]	233,74 [0,0000]	115,24 [0,0000]
No. Observaciones		580	580	580

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 3. 4: Modelo de Thomas (1994) considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado por efectos fijos

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difinf			
-	Dif_costeslaborales	0,0252994* (3,8704)	0,0291364* (5,1183)	0,0339946* (5,9196)
-	Difdeuda	-0,1521882* (-7,5656)	-0,0692516* (-3,3275)	0,0439726** (1,9761)
+	Difreservas			
-	Paro		-0,132461* (-3,5084)	-0,3657035* (-7,1985)
-	Dpc		-0,0610744** (-2,1664)	
	Constante			
Contraste de Wald		71,56 [0,0000]	75,53 [0,0000]	109,43 [0,0000]
No. Observaciones		798	864	852

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 3. 5: Modelo de Thomas (1994) considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado por efectos fijos

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difinf			
-	Dif_costeslaborales	0,0610627* (7,6368)	0,0483465* (7,5402)	0,053579* (7,9240)
-	Difdeuda	0,0927968* (3,1094)	0,0896428* (3,5959)	0,1506419* (5,2526)
+	Difreservas			
-	Paro	-0,1502094* (-2,9665)	-0,1323378* (-3,1488)	-0,1444693* (-3,3526)
-	Dpc		-0,4345491* (-3,5408)	
	Constante			
Contraste de Wald		104,78 [0,0000]	119,27 [0,0000]	128,12 [0,0000]
No. Observaciones		750	816	807

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 3. 6: Modelo de Thomas (1994) considerando *peg_ledesma* como variable dependiente, siendo estimado por efectos fijos

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difinf	-0,4705123** (-2,5512)	-0,816084* (-4,6983)	
-	Dif_costeslaborales	0,0405658* (3,5369)		
-	Difdeuda		-0,002156* (-5,0268)	
+	Difreservas			
-	Paro	0,9500409* (5,1667)	0,3879755* (5,0681)	
-	Dpc			
	Constante			
Contraste de Wald		114,19 [0,0000]	140,94 [0,0000]	
No. Observaciones		266	576	1.999

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente. La última columna no ofrece los resultados de la estimación debido a que presenta problemas de iteración.

Anexo B. 4. 1: Modelo de primera generación considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	M1_mn	-4,18E-06* (-53,0457)	-4,25E-06* (-32,9457)	-3,19E-06* (-13,1818)
+	Cta. Corriente	0,0000137* (17,7003)	7,90E-06* (8,3775)	
-	Paro		-0,0557671** (-2,5282)	-0,0841995* (-4,3173)
+	Reservas	-1,43E-07* (-9,8621)		
-	Dpc	-0,0614362** (-1,9667)	-0,1019392* (-2,6796)	
+	M1_mn_e	9,32E-07* (12,9847)	7,88E-07* (8,9624)	6,75E-07* (9,6983)
-	Cta. Corriente_e	0,000023* (3,0303)	0,0000427* (5,7086)	0,0000153* (2,6563)
+	Paro_e	0,2822756* (3,7314)	0,3107117* (3,7975)	
	Constante	3,810053* (5,6988)	4,19838* (6,3210)	7,680102* (12,3355)
Contraste de Wald		4867,89 [0,0000]	1264,69 [0,0000]	211,20 [0,0000]
No. Observaciones		2.095	2.103	2.097

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 2: Modelo de primera generación considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	M1_mn	1,49E-07* (3,7531)		-7,58E-08** (-2,1595)
+	Cta. Corriente	2,84E-06* (3,5723)	2,45E-06* (3,1370)	1,32E-06** (2,0497)
-	Paro	-0,1642528* (-9,0847)	-0,1308741* (-7,4616)	
+	Reservas			
-	Dpc		-0,2727872* (-5,5006)	-0,0825031* (-2,6922)
+	M1_mn_e			3,23E-07* (5,8514)
-	Cta. Corriente_e	0,000025* (3,7258)		
+	Paro_e	0,5642294* (10,2698)	0,6357476* (9,6226)	
	Constante		-2,004687* (-2,8424)	
Contraste de Wald		165,30 [0,0000]	142,18 [0,0000]	50,52 [0,0000]
No. Observaciones		2.059	2.136	2.145

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 3: Modelo de primera generación considerando *peg_ledesma* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	M1_mn	-6,25E-07* (-2,8281)	-6,24E-07* (-3,3548)	-5,15E-06* (-34,3333)
+	Cta. Corriente	0,0000176* (3,3652)		
-	Paro	0,1320859* (3,5167)	0,0827889* (3,2030)	
+	Reservas			
-	Dpc		-0,194737* (-4,1496)	
+	M1_mn_e	6,51E-07* (3,6989)	2,00E-07*** (1,9417)	7,69E-07* (6,6870)
-	Cta. Corriente_e		0,0000359* (3,5196)	0,0000221** (2,2256)
+	Paro_e	1,743377* (7,3552)	0,5403098* (6,9167)	-0,3029257* (-2,8459)
	Constante	-10,41361* (-4,6157)		9,0474*
Contraste de Wald		88,42 [0,0000]	150,57 [0,0000]	1207,70 [0,0000]
No. Observaciones		2.059	2.136	2.145

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 4: Modelo de segunda generación considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Reservas			-2,35E-08* (-5,5819)
-	Difi	-0,09099* (-4,2975)	-0,0816178* (-3,7787)	-0,0687289* (-3,1684)
+	Credibilidad			
+	P_acciones	-0,0048458* (-8,1744)	-0,0027575* (-8,4405)	-0,0011986* (-5,6220)
-	Dpc	-0,1014955* (-2,9757)	-0,0838015* (-3,3167)	
	Constante	5,762376* (9,8923)	3,557373* (6,4563)	3,341333* (8,1389)
Contraste de Wald		72,38 [0,0000]	74,77 [0,0000]	61,94 [0,0000]
No. Observaciones		1.725	1.713	1.694

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 5: Modelo de segunda generación considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Reservas			
-	Difi	-0,0162272** (-2,4452)	-0,0301635* (-3,0608)	-0,0257352** (-2,3553)
+	Credibilidad			
+	P_acciones			
-	Dpc		-0,1550897* (-3,2576)	
	Constante		1,698142* (8,1671)	1,100878* (3,8023)
Contraste de Wald		5,98 [0,0145]	19,29 [0,0000]	5,55 [0,0185]
No. Observaciones		2.107	2.189	2.054

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente. La tercera columna ofrece los resultados de la estimación a través de un Probit, debido a que el Logit presenta problemas de iteración.

Anexo B. 4. 6: Modelo de segunda generación considerando *peg_ledesma* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Reservas	1,96E-06** (2,3059)		
-	Difi	-0,0391892* (-5,8523)	-0,0552383* (-5,9135)	-0,0483397* (-5,4359)
+	Credibilidad			
+	P_acciones	-0,005999* (-4,8551)		0,0011337** (2,5015)
-	Dpc	-0,102534* (-4,0718)	-0,1202174* (-4,2034)	
	Constante	7,079128* (6,6201)	5,716871* (9,2877)	3,323591* (6,8346)
Contraste de Wald		43,55 [0,0000]	52,85 [0,0000]	41,70 [0,0000]
No. Observaciones		1.725	2.083	1.694

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 7: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc	-0,0447144* (-2,5662)	-0,0623252* (-3,4227)	-0,0291039** (-2,1771)
-	Lnml	2,0606* (10,0987)	1,640421* (37,7712)	2,171701* (9,3595)
+	Lntcr	1,148923* (4,5181)		-1,40523* (-4,6429)
+	Lnipca_e	-10,49* (-5,6869)	-15,78606* (-19,8525)	-16,86846* (-8,4583)
+	I_e	-0,2853367* (-7,1344)	-0,3912872* (-9,9293)	-0,0931826** (-2,4511)
+	Lnreservas	-0,4272501* (-3,0751)		
+	Ipi	-0,0124903* (-2,9900)		
	Constante	34,34456* (4,5866)	59,97144* (16,8486)	61,40791* (8,1343)
Contraste de Wald		360,07 [0,0000]	1697,90 [0,0000]	93,40 [0,0000]
No. Observaciones		2.097	2.119	2.106

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 8: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		-0,1864293* (-4,0542)	-0,0746364* (-2,7313)
-	Lnml	1,100862* (29,9351)	0,2695033* (3,7759)	
+	Lntcr		1,878454* (9,4866)	2,267216* (16,7645)
+	Lnipca_e	-12,2131* (-8,4831)	-8,20054* (-4,2721)	
+	I_e	-0,4998341* (-10,4781)	-0,3450535* (-7,3484)	
+	Lnreservas		0,6831787* (4,7554)	0,5974565* (6,0051)
+	Ipi	0,0347756* (5,1319)	0,0345653* (5,2662)	0,0210554* (4,6904)
	Constante	44,27669* (7,1516)	20,70636* (2,6661)	-14,25413* (-21,5403)
Contraste de Wald		1117,62 [0,0000]	3223,81 [0,0000]	3518,68 [0,0000]
No. Observaciones		2.025	2.057	2.124

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 9: Modelo de Edin y Vredin (1993) considerando *peg_ledesma* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		-0,1765135* (-4,7795)	-0,0274189* (-2,6537)
-	Lnml		2,945611* (9,8847)	0,6516949* (4,4499)
+	Lntcr	-0,8587102* (-2,6398)	-3,154888* (-21,6096)	-2,524531* (-13,0845)
+	Lnipca_e	0,8501896** (2,2674)	-32,62214* (-9,0805)	
+	I_e	-0,9046271* (-8,6812)	-0,6131458* (-8,6508)	0,4488129* (5,2002)
+	Lnreservas	1,099124* (5,2627)	-0,8068363* (-3,8299)	
+	Ipi	-0,041126* (-6,8494)	0,0208867* (3,1580)	
	Constante		141,4784* (9,6519)	4,798337* (2,7487)
Contraste de Wald		143,43 [0,0000]	777,56 [0,0000]	192,86 [0,0000]
No. Observaciones		2.105	2.057	2.044

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 10: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difi	-0,0438856* (-4,9850)	-0,0595045* (-4,7122)	-0,0932112* (-6,2643)
+	Lnreservas		0,1537985** (2,3616)	0,1703948* (2,5711)
+	Diflnreservas			
-	Dpc	-0,0306675** (-2,1086)	-0,0406771* (-2,7092)	-0,0303466** (-2,1988)
	Constante	3,141344* (7,0357)	1,928041** (2,1508)	2,202003** (2,2265)
Contraste de Wald		28,99 [0,0000]	38,83 [0,0000]	52,54 [0,0000]
No. Observaciones		2.107	2.083	2.054

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 11: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difi	0,03291* (3,8184)		
+	Lnreservas	0,9752289* (8,2574)	0,6710796* (7,2881)	0,6880227* (8,3670)
+	Diflnreservas			
-	Dpc		-0,2269596* (-4,9756)	-0,0730595** (-2,4953)
	Constante	-9,330944* (-4,7888)	-6,76512* (-5,2338)	-6,939264* (-7,4709)
Contraste de Wald		74,00 [0,0000]	71,38 [0,0000]	73,79 [0,0000]
No. Observaciones		2.107	2.189	2.189

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 12: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el primer grupo de variables, considerando *peg_ledesma* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difi	-0,0367775* (-5,9011)	-0,0654709* (-5,9935)	-0,0702765* (-6,6696)
+	Lnreservas	-0,2504057** (-2,5276)	-0,2836414** (-2,3831)	-0,6372237* (-4,9582)
+	Diflnreservas			
-	Dpc		-0,0952117* (-3,3437)	
	Constante	7,984525* (5,6352)	9,579643* (5,4113)	14,09712* (6,6133)
Contraste de Wald		34,95 [0,0000]	54,26 [0,0000]	47,40 [0,0000]
No. Observaciones		2.107	2.083	2.054

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 13: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc	-0,056016** (-2,0091)	-0,0958093* (-3,5445)	-0,0596099* (-3,8794)
-	Crédito_dom	3,08E-06* (7,1132)	1,82E-06* (5,2601)	1,42E-06* (5,6126)
-	Paro		-0,0948371* (-5,1390)	-0,0777095* (-4,5631)
+	Tcr		0,0240157* (4,3764)	0,0236275* (4,1305)
+	Ipca_e	-0,0324259* (-3,1645)	-0,0303821* (-3,2318)	0,028418* (5,7641)
+	I_e	-0,4520567* (-8,8271)	-0,4617104* (-9,6128)	
	Constante	8,877721* (7,4357)	6,863538* (6,2035)	
Contraste de Wald		131,72 [0,0000]	159,67 [0,0000]	107,26 [0,0000]
No. Observaciones		1.917	1.991	2.097

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 14: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		-0,2860816* (-4,7642)	-0,2683197* (-5,4316)
-	Crédito_dom			
-	Paro	-0,1489271* (-7,7616)	-0,1087014* (-5,8439)	-0,0746617* (-4,3808)
+	Tcr	0,0853329* (10,0043)	0,1208458* (11,8497)	0,1281751* (30,2507)
+	Ipca_e	0,0256375* (4,9350)	0,0480409* (16,3940)	0,0843093* (11,7204)
+	I_e	-0,5302375* (-10,5421)	-0,3920258* (-8,7654)	
	Constante			-17,30617* (-21,7204)
Contraste de Wald		374,18 [0,0000]	595,80 [0,0000]	1944,84 [0,0000]
No. Observaciones		2.105	2.138	2.097

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 15: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables, considerando *peg_ledesma* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		-0,0957174** (-2,2963)	
-	Crédito_dom		-0,0000105* (-6,5217)	
-	Paro	0,131576* (3,6743)	0,1865546* (4,1566)	
+	Tcr			-0,0273437* (-7,2985)
+	Ipca_e			0,0744859* (11,2058)
+	I_e	-0,8107977* (-7,6265)	-0,3645528* (-4,9356)	0,4275496* (7,2309)
	Constante	6,535673* (7,6847)	8,14445* (14,1451)	
Contraste de Wald		92,06 [0,0000]	86,93 [0,0000]	143,24 [0,0000]
No. Observaciones		2.105	1.991	2.186

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 16: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables con alternativas, considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc	-0,05459* (-2,9418)	-0,3012483* (-3,8750)	
-	Def		-0,00001** (-2,2173)	
-	Paro		-0,0888803* (-4,9513)	-0,0664372* (-4,3144)
+	Bal. comercial	-0,000016* (-8,0402)	-0,0000153* (-2,5888)	-0,0000155* (-7,9487)
+	Ipca_e	0,014852* (6,7907)		0,0230425* (4,9993)
+	I_e	-0,3359498* (-8,9933)	-0,4248055* (-9,8888)	-0,0812739** (-2,5314)
	Constante		5,792258*	
Contraste de Wald		124,22 [0,0000]	112,69 [0,0000]	94,95 [0,0000]
No. Observaciones		2.081	1.760	2.151

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 17: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables con alternativas, considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		-0,2402896* (-4,9198)	-0,0948952* (-2,8924)
-	Def			
-	Paro	-0,1424157* (-7,1590)	-0,1032986* (-6,6263)	
+	Bal. comercial	-7,79E-06** (-2,4888)	-0,0000103* (-2,9855)	-0,0000147* (-4,2120)
+	Ipca_e			0,0483466* (7,1831)
+	I_e	-0,563102* (-11,8279)	-0,393697* (-9,9709)	
	Constante	4,716027* (6,7507)	3,802622* (10,2764)	-3,68731* (-4,5646)
Contraste de Wald		157,12 [0,0000]	139,79 [0,0000]	64,59 [0,0000]
No. Observaciones		2.081	2.125	2.188

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 18: Modelo de Ötoker y Pazarbasioglu (1997) con el segundo grupo de variables con alternativas, considerando *peg_ledesma* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Dpc		-0,1960855* (-5,0829)	
-	Def			0,0000416* (3,1278)
-	Paro	0,131576* (3,6743)	0,0762177* (3,0338)	0,0760026** (2,3691)
+	Bal. comercial			-0,0000274** (-2,2645)
+	Ipca_e			0,0874924* (3,9942)
+	I_e	-0,8107977* (-7,6265)	-0,3547771* (-5,6201)	0,4652335* (4,0658)
	Constante	6,535673* (7,6847)	7,167684* (9,1152)	-5,258773** (-2,0434)
Contraste de Wald		92,06 [0,0000]	58,71 [0,0000]	52,77 [0,0000]
No. Observaciones		2.105	2.138	1.756

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 19: Modelo de Thomas (1994) considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difinf			
-	Dif_costeslaborales	0,0153936* (4,1967)	0,0170176* (5,2107)	0,0215544* (6,5119)
-	Difdeuda	-0,0812333* (-8,0143)	-0,0372104* (-3,4669)	
+	Difreservas			
-	Paro		-0,0805699* (-4,0236)	-0,1855735* (-7,8732)
-	Dpc		-0,0406319** (-2,3047)	
	Constante	2,464006* (3,9083)	3,368959* (5,3734)	4,707417* (12,0210)
Contraste de Wald		68,18 [0,0000]	66,31 [0,0000]	80,31 [0,0000]
No. Observaciones		1.480	1.623	1.645

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 20: Modelo de Thomas (1994) considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difinf			
-	Dif_costeslaborales	0,0351289* (7,9098)	0,0278854* (7,7142)	0,0302201* (8,0520)
-	Difdeuda	0,0201319** (2,1646)	0,0253626* (3,9507)	0,0476268* (5,6608)
+	Difreservas			
-	Paro	-0,0657823* (-2,6450)	-0,0518175* (-2,5960)	-0,0540812* (-2,7046)
-	Dpc		-0,1721988* (-3,4778)	
	Constante	2,646311** (2,0003)	2,514397* (4,7552)	3,374181* (5,0933)
Contraste de Wald		82,49 [0,0000]	106,90 [0,0000]	119,32 [0,0000]
No. Observaciones		1.480	1.623	1.618

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 21: Modelo de Thomas (1994) considerando *peg_ledesma* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Difinf	-0,2829348* (-2,6283)	-0,409014* (-4,4713)	-0,3175053* (-3,9205)
-	Dif_costeslaborales	0,0240929* (3,7936)	0,0114635** (1,9825)	
-	Difdeuda		-0,0073085** (-2,0502)	-0,0038364* (-5,4179)
+	Difreservas			
-	Paro	0,5545854* (5,2975)	0,1322895* (4,1822)	
-	Dpc			0,0299098** (2,4604)
	Constante	6,389244* (5,6154)	3,699057* (5,6533)	7,543979* (9,9626)
Contraste de Wald		46,78 [0,0000]	45,81 [0,0000]	43,10 [0,0000]
No. Observaciones		1.489	2.020	1.999

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 22: Modelo de Tronzano *et al.* (2003) considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Tcr	0,0844254* (9,2168)	0,0962455* (9,2561)	0,0806894* (7,9411)
+	Bal. comercial		-4,25E06** (-2,0047)	-0,0000119* (-5,1739)
-	Paro			
+	Reservas	-4,57E-08* (-4,4804)	-6,28E08* (-5,2333)	
-	M1			0,0367173* (3,2110)
-	DifM1			-0,0557311* (-3,6014)
-	Difinf		-0,2199015* (-3,1989)	
-	Dpc	-0,1325557* (-6,5355)	-0,1347424* (-6,4744)	-0,0460257** (-2,2764)
+	Ipi	0,0095021* (2,8753)	0,0259588* (7,4462)	0,043408* (9,2943)
-	Deuda	-0,0011974* (-6,2823)	-0,0020055* (-9,3803)	-0,0030574* (-9,7215)
	Constante		-2,125061* (-3,5853)	-6,379828* (-3,6037)
Contraste de Wald		89,61 [0,0000]	136,71 [0,0000]	160,28 [0,0000]
No. Observaciones		1.814	1.958	1.884

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 23: Modelo de Tronzano *et al.* (2003) considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Tcr	0,080168* (7,7631)	0,0651976* (24,2840)	0,1541415* (38,8364)
+	Bal. comercial	-0,0000173* (-3,0404)		-0,0000225* (-4,8807)
-	Paro			
+	Reservas		-2,53E-08** (-2,4095)	-1,08E-07* (-8,5714)
-	M1		-0,034271* (-3,0900)	
-	DifM1	-0,0533057* (-2,6273)	-0,0346127** (-2,5528)	
-	Difinf			
-	Dpc	-0,0848526** (-2,1002)	-0,2799531* (-5,5653)	-0,3019767* (-6,2961)
+	Ipi	0,0425875* (10,5960)	0,0351266* (10,5533)	0,058311* (14,0807)
-	Deuda			0,0180586* (30,0876)
	Constante	-3,791163* (-2,8144)	-5,677801* (-16,8421)	-11,21669* (-26,6100)
Contraste de Wald		139,71 [0,0000]	745,58 [0,0000]	3133,92 [0,0000]
No. Observaciones		2.009	2.054	1.936

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 24: Modelo de Tronzano *et al.* (2003) considerando *peg_ledesma* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Tcr			0,0431333* (3,0219)
+	Bal. comercial			-0,000027* (-2,8511)
-	Paro	0,6996448* (6,3539)	0,2100089* (7,8262)	0,1186595* (4,2279)
+	Reservas	0,0000169* (3,2438)		
-	M1			
-	DifM1	-0,0398078** (-2,0135)	-0,0350089* (-2,7522)	
-	Difinf	-0,2458704** (-2,2088)	-0,2670445* (-2,9382)	
-	Dpc	0,053516** (2,1223)		
+	Ipi	-0,0483866* (-3,1904)	0,0294633* (7,4919)	0,0279979* (5,4931)
-	Deuda	-0,0026108* (-3,9642)	-0,0020458* (-8,1604)	-0,005698* (-6,0379)
	Constante	7,4594146* (3,6798)		4,019232* (4,1273)
Contraste de Wald		55,34 [0,0000]	135,83 [0,0000]	64,61 [0,0000]
No. Observaciones		1.803	1.937	1.936

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 25: Modelo Alternativo 1 considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Crédito_dom	0,0000147* (3,7500)	3,68E-06* (8,4988)	1,02E-06* (3,5172)
-	Paro			
+	Paro_e	0,8254265* (10,4543)	0,4550628* (4,9325)	
+	Ipi	-0,0251742* (-4,1694)		
-	Ipi_e			
-	Dif_costeslaborales	0,0335181* (5,1640)	0,0258754* (4,6013)	
+	Lntr			
-	Def	0,0000135** (2,3356)		
-	LnM1			
-	LnM3		-1,927994* (-7,5005)	0,5619993* (16,2183)
-	Difi		-0,1085544* (-3,7089)	-0,119451* (-6,5984)
+	Bal. Comercial			-0,0000123* (-4,4891)
+	Lnreservas		2,522837* (9,0921)	
+	Indice_empleo			
+	Cta. Corriente			
-	Cta. Corriente_e		0,0000337* (3,6992)	
-	I			
+	I_e			
-	Dpc			
-	Db			
-	Deuda		-0,0504092* (-4,1131)	
-	Difdeuda			
	Constante			-3,310743* (-7,3822)
Contraste de Wald		126,09 [0,0000]	346,92 [0,0000]	374,21 [0,0000]
No. Observaciones		1.1191	1.292	1.738

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 26: Modelo Alternativo 1 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Crédito_dom			1,91E-06* (3,7232)
-	Paro		-0,1289568* (-4,9755)	
+	Paro_e	2,087204* (11,9409)	0,517988* (5,5113)	
+	Ipi			
-	Ipi_e			
-	Dif_costeslaborales			
+	Lnter		3,143379* (19,1207)	-0,8411594** (-2,4354)
-	Def	0,0000523** (2,3991)	-0,0000339* (-6,8209)	
-	LnM1	1,382083* (9,7298)		
-	LnM3			
-	Difi			
+	Bal. Comercial			
+	Lnreservas	1,536746* (10,8663)	1,105921* (10,4572)	1,290329* (6,1245)
+	Indice_empleo	0,0554125* (4,4101)		0,0001974* (3,7237)
+	Cta. Corriente	-0,000044** (-2,3656)	0,0000319* (11,3929)	
-	Cta. Corriente_e			
-	I			
+	I_e			
-	Dpc			
-	Db		-0,2025319* (-3,6093)	-0,1446717* (-4,7563)
-	Deuda			
-	Difdeuda		0,0462449* (9,9593)	
	Constante	-52,69178* (-25,9524)	-16,77338* (-16,3316)	-12,69797* (-8,1225)
Contraste de Wald		2840,45 [0,0000]	6123,29 [0,0000]	206,39 [0,0000]
No. Observaciones		1.099	1.522	980

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 27: Modelo Alternativo 1 considerando *peg_ledesma* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Crédito_dom			
-	Paro	0,5947386* (3,1047)		
+	Paro_e		0,5561317* (9,8163)	
+	Ipi			
-	Ipi_e	-0,3665723* (-3,3537)		0,16523* (7,0535)
-	Dif_costeslaborales	0,1005406* (3,7012)		
+	Lntcr			
-	Def			
-	LnM1			
-	LnM3			
-	Difi			-0,0447554* (-4,8026)
+	Bal. Comercial			
+	Lnreservas			
+	Indice_empleo			
+	Cta. Corriente			
-	Cta. Corriente_e		0,0000443* (4,0642)	
-	I	-0,2096016* (-4,6067)	-0,0456209* (-5,1108)	
+	I_e	-1,452479* (-2,9708)		
-	Dpc		-0,1552655* (-4,0958)	
-	Db			
-	Deuda			-0,0011949* (-3,3433)
-	Difdeuda			
	Constante	57,783* (4,3854)		-12,26765* (-5,2212)
Contraste de Wald		22,86 [0,0004]	126,64 [0,0000]	88,17 [0,0000]
No. Observaciones		1.470	2.099	1.882

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 28: Modelo Alternativo 2 considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	LnM1	-0,6566052* (-3,9384)		
-	LnM3		-0,5186026** (-2,2427)	
-	DifM2			
-	Tc	0,4831954* (9,8820)		
+	Lntcr			
-	Paro			-0,0925197* (-4,8756)
+	Paro_e	0,6312973* (6,5089)	0,4988401* (6,6052)	
+	Ipi	0,0333625* (4,2225)		-0,0147592* (-5,9408)
-	Ipi_e			
-	Dif_costeslaborales	0,0302578* (4,7980)		
-	Def	0,0000142* (2,6103)		
-	Crédito_dom		3,35E-06* (8,2310)	9,60E-07* (3,0189)
+	Lnreservas		1,078424* (3,6967)	0,9108119* (25,6304)
-	Difi		-0,0982014* (-4,0351)	-0,1334809* (-6,6077)
+	Bal. Comercial			-0,0000124* (-4,5588)
+	Cta. Corriente			
-	Cta. Corriente_e		0,0000231* (2,9884)	
-	I			
-	Deuda		-0,0008888* (-5,0385)	
-	Difdeuda			
+	Indice_empleo			
-	Dpc			
-	Dbc			
	Constante		-6,851039* (-4,0591)	0,807669*** (1,7270)
Contraste de Wald		963,01 [0,0000]	126,06 [0,0000]	1080,36 [0,0000]
No. Observaciones		1.276	1.592	1.918

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 29: Modelo Alternativo 2 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	LnM1	3,641321* (7,1159)		
-	LnM3			
-	DifM2			
-	Tc	0,6243215* (6,1705)		
+	Lntcr	-9,838688* (-6,2086)	1,524213* (15,3966)	1,770572* (10,1586)
-	Paro		-0,2950107* (-8,3768)	0,0540199* (2,7554)
+	Paro_e	3,960383* (8,4075)	1,02012* (7,4831)	
+	Ipi			0,0279507* (4,9337)
-	Ipi_e			
-	Dif_costeslaborales			
-	Def	0,000072*** (1,9407)		
-	Crédito_dom			2,82E-06* (6,6509)
+	Lnreservas	1,873507* (4,2900)		0,8055486* (7,1888)
-	Difi			
+	Bal. Comercial			
+	Cta. Corriente	-0,0000587*** (-1,7896)		5,65E-06* (5,4327)
-	Cta. Corriente_e			
-	I			
-	Deuda			
-	Difdeuda	-0,0881864* (-2,5933)	0,015962** (2,1148)	
+	Indice_empleo	-0,20515*** (-6,2231)	-0,0827594* (-7,7234)	
-	Dpc			
-	Dbis	1,01516* (5,4181)	-0,0948339* (-3,9929)	-0,1157588* (-4,4575)
	Constante	-71,11705* (-9,8316)		-12,24045* (-12,2548)
Contraste de Wald		653,88 [0,0000]	728,06 [0,0000]	1912,65 [0,0000]
No. Observaciones		930	1.099	1.766

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 30: Modelo Alternativo 2 considerando *peg_ledesma* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	LnM1			
-	LnM3			
-	DifM2		-0,0394109* (-3,0878)	
-	Tc			
+	Lntcr			
-	Paro	1,045773* (4,3341)		
+	Paro_e	6,46315* (4,9279)	0,5303951* (8,4911)	
+	Ipi			
-	Ipi_e			0,2653511* (7,2293)
-	Dif_costeslaborales	0,1339252* (4,2894)		0,0251689* (2,8642)
-	Def			
-	Crédito_dom			
+	Lnreservas			
-	Difi			
+	Bal. Comercial			
+	Cta. Corriente			
-	Cta. Corriente_e		0,0000514* (4,5088)	
-	I	-0,1977303* (-4,8972)	-0,0502707* (-5,3108)	
-	Deuda			-0,0445836* (-5,2851)
-	Difdeuda		-0,0011951* (-5,2951)	
+	Indice_empleo			
-	Dpc			2,719464** (2,0606)
-	Db			
	Constante	-42,85722* (-4,3098)		-19,63493* (-5,5591)
Contraste de Wald		27,02 [0,0000]	108,69 [0,0000]	65,84 [0,0000]
No. Observaciones		1.470	1.760	1.618

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 31: Modelo Alternativo 3 considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Lnml			
-	Lnml3		-1,418818* (-13,2902)	
-	Créd_dom		3,78E-06* (7,4118)	
+	Lnreservas			
+	Paro_e	0,6164322* (3,7898)	1,215116* (11,6439)	
+	Ipi	-0,0362596* (-3,5154)		
-	Ipi_e			
-	Difi		-0,142499** (-2,4402)	-0,3801548* (-4,5603)
-	Dif_costeslaborales		0,0760283* (7,5226)	
-	Difdeuda			
+	Indice_empleo			
+	Cta. Corriente			
-	Dpc			
-	Dbis			
+	Conf_consumidor			
+	Sent_económico		0,1044491* (8,3970)	0,1082116* (12,5838)
+	Conf_bce			
+	Conf_comisión europea			
+	Conf_parlamento europeo	0,0379745** (2,3387)		
+	Derechas	-0,0133293* (-2,6258)		
-	Pol_dchos políticos			2,094572** (2,3384)
+	Exp_próximo año		0,0649777* (3,0668)	
	Constante			
Contraste de Wald		41,79 [0,0000]	351,74 [0,0000]	2758,74 [0,0000]
No. Observaciones		489	821	730

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 32: Modelo Alternativo 3 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Lnml	1,228462* (9,8305)		
-	Lnml3			
-	Créd_dom			
+	Lnreservas	1,657715* (12,2754)		
+	Paro_e	2,013* (11,8127)	0,660149* (8,4692)	
+	Ipi			
-	Ipi_e			
-	Difi			
-	Dif_costeslaborales			
-	Difdeuda		0,1490856* (10,8082)	
+	Indice_empleo	0,0909982* (5,3323)		
+	Cta. Corriente	6,94E-06* (4,5359)		
-	Dpc			
-	Dbis			-0,1171934* (-4,0251)
+	Conf_consumidor	-0,0365059* (-3,0383)		
+	Sent_económico		0,0946928* (4,9087)	0,044665* (2,9986)
+	Conf_bce		-0,2209476* (-4,1976)	
+	Conf_comisióneuropea		0,1243113** (2,3639)	
+	Conf_parlameuropeo			
+	Derechas			
-	Pol_dchospolíticos			5,441974* (3,8592)
+	Exp_próximo año			
	Constante	-58,49668* (-27,0594)		
Contraste de Wald		2654,65 [0,0000]	938,66 [0,0000]	69,10 [0,0000]
No. Observaciones		994	964	671

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 33: Modelo Alternativo 3 considerando *peg_ledesma* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Lnml			
-	Lnml3			
-	Créd_dom			
+	Lnreservas			
+	Paro_e		4,55901* (7,6072)	
+	Ipi			
-	Ipi_e	-6,326132* (-2,5821)		0,1835678* (8,7341)
-	Difi			
-	Dif_costeslaborales	0,8672453** (2,2330)		
-	Difdeuda			
+	Indice_empleo			
+	Cta. Corriente			
-	Dpc		-1,000298* (-4,2126)	
-	Dbis			
+	Conf_consumidor	-1,826997* (-3,6499)		
+	Sent_económico		0,3208498* (7,1625)	
+	Conf_bce	5,678071* (3,0344)	1,091986* (3,8049)	
+	Conf_comisióneuropea			
+	Conf_parlameuropeo	-4,172037* (-2,5914)	-1,022258* (-4,0012)	
+	Derechas			
-	Pol_dchospolíticos			
+	Exp_próximo año			
	Constante	627,7836** (2,4090)		-13,26236* (-6,3295)
Contraste de Wald		24,95 [0,0001]	71,16 [0,0000]	76,28 [0,0000]
No. Observaciones		777	1008	2189

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 34: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
Factor 1	-1,775412* (-6,5860)	-1,538784* (-6,0986)	-0,5254246** (-2,4652)
Factor 2	-0,8378292* (-5,7829)	-0,7244201* (-4,5740)	-0,7507484* (-4,4872)
Factor 3	0,7668224* (9,3162)	0,8309605* (10,0413)	0,5509726* (8,5238)
Factor 4	-0,7485749* (-6,3390)	-0,4288609* (-3,2278)	
Factor 5	0,5627501* (7,4002)	0,6607515* (7,8662)	0,2285105* (3,8943)
Factor 6	-0,3598375* (-5,2264)	-0,5200233* (-7,3854)	-0,5130857* (-8,2774)
Factor 7	0,1143721** (2,2388)	0,2891962* (4,7887)	0,6539387* (10,1142)
Constante	3,651139* (11,6717)	3,363999* (5,8074)	2,784929* (9,3813)
Contraste de Wald	180,97 [0,0000]	164,67 [0,0000]	181,21 [0,0000]
No. Observaciones	2.189	2.189	2.189

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 35: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
Factor 1			-1,054779* (-3,0875)
Factor 2	-0,7411891* (-6,1461)	-1,37309* (-8,1052)	-0,6728534* (-4,8030)
Factor 3	0,6319832* (8,0728)	0,3729856* (5,9325)	0,3387463* (5,2671)
Factor 4	-0,7988417* (-5,9168)	-0,7773872* (-7,2815)	-0,5307288* (-5,2898)
Factor 5	0,2062274** (2,5015)		
Factor 6			-0,2210306** (-2,4371)
Factor 7		0,2485477* (4,4336)	0,5171117* (7,9459)
Constante	1,918458** (2,1281)	1,924693* (3,4454)	1,073203* (1,8119)
Contraste de Wald	114,76 [0,0000]	131,09 [0,0000]	11,49 [0,0000]
No. Observaciones	2.189	2.189	2.189

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 36: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando *peg_ledesma* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
Factor 1	1,672469* (4,6219)		
Factor 2	-1,939915* (-7,0579)		
Factor 3	1,480785* (5,4576)		
Factor 4			
Factor 5			
Factor 6	-1,78213* (-5,0631)		
Factor 7	-0,5606734* (-5,8623)		
Constante	8,695396* (12,6323)		
Contraste de Wald	112,99 [0,0000]		
No. Observaciones	2.189		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Las especificaciones correspondientes a la formación de expectativas instantáneas y retrospectivas presentan problemas de iteración en la estimación.

Anexo B. 4. 37: Modelo Alternativo 5 considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Tc	-0,0198** (-2,1201)		
-	Paro	0,0827* (5,6154)	0,0530* (3,8154)	0,0649* (5,3631)
+	Paro_e		0,7416* (8,5132)	
+	Reservas			2,71E-08** (2,5093)
-	Ir		-0,0483* (-5,5557)	-0,0299* (-3,2831)
+	I_e			-0,1706** (-2,4934)
-	Ipca	0,0314* (4,1713)		
+	Efectiv_global	-0,7361* (-8,4991)	-0,6251* (-6,5612)	-0,5860* (-6,3188)
+	Efectiv_pol	0,8264* (4,4047)	1,0803* (6,1255)	2,1031* (11,2690)
+	Derechas	-1,6114* (-8,6423)	-0,8931* (-5,7585)	-1,2420* (-7,5983)
+	Ipi	-0,0154* (-4,9847)	-0,0093* (-3,3098)	-0,0062*** (-1,8204)
-	Dpc	-0,1102* (-3,3560)		
-	Difi	-0,0801* (-6,9894)		
+	Ipca_e	-1,2108* (-6,2356)	-1,7569* (-8,3300)	
+	Tcr	0,0276* (3,1031)		
+	Lntcr	0,5017* (4,4003)	0,6161* (7,8103)	0,5657* (7,0036)
+	Lnipca_e	119,073* (6,1708)	166,3247* (7,8544)	
+	Lnreservas	0,1107 (1,3578)		
-	Ipi_e	-0,1319* (-7,6991)		0,0549** (2,5055)
+	Cta. Corriente	9,88E-06* (8,3729)	3,32E-06* (4,3857)	
-	Crédito_dom	4,34E-06* (5,7256)	3,16E-06* (6,6667)	1,73E-06* (5,9247)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 37: Modelo Alternativo 5 considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit (continuación)

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Deuda		-0,0009* (-5,7749)	-0,0007* (-3,5939)
-	Def	0,00002* (3,7223)		0,00002* (5,1586)
-	Dif_costeslaborales	0,0233* (4,5728)	0,0371* (7,3511)	0,0520* (10,1201)
-	M1_mn	7,28E-07* (4,9863)	2,99E-07* (3,6823)	1,69E-07* (2,6365)
+	M1_mn_e		8,74E-07* (2,6975)	-2,96E-06* (-5,5955)
-	M2_mn	-3,67E-09* (-2,9127)		-8,44E-09* (-2,7138)
+	P_acciones	-0,0019* (-4,8993)	-0,0017* (-5,9650)	-0,0015* (-6,4952)
+	Sent_económico	0,0509* (5,4864)	0,0891* (9,6123)	0,0707* (7,7032)
+	Conf_consumidor		-0,0284* (-3,5393)	
+	Conf_bce	0,0447* (5,9433)	0,0496* (5,0937)	0,0444* (4,7430)
+	Exp_próximoaño	-0,0689* (-6,7447)	-0,0072 (-0,6397)	-0,0501* (-4,8328)
+	Apoyo_UE		-0,0492* (-5,2300)	-0,0411* (-4,5122)
-	Lnm1	-0,6242* (-5,7161)	-0,4440* (-5,8850)	-0,5627* (-7,9120)
+	Lnm1_e			8,1697* (-5,5313)
-	Lnm3	-0,0854* (-1,7034)		
-	Nit_dem	1,6713* (7,6702)	1,5300* (-7,8145)	1,1649* (6,0092)
+	Pol_global		-2,3261* (-3,1810)	-3,1821* (-5,0226)
-	Pol_dchospolíticos		-1,4352* (-6,0346)	-1,4664* (-6,6386)
-	Pol_dchosciviles		1,0490* (4,5984)	
+	Pertenencia_UE			0,0062 (1,5678)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 37: Modelo Alternativo 5 considerando *peg_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit (continuación)

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Credibilidad			0,0003* (4,3816)
	Constante	-417,7361* (-6,0691)	-601,4118* (-7,8145)	-111,5825* (-5,5313)
No. Observaciones		2.580		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 38: Modelo Alternativo 5 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Tc	-0,0409* (-6,3793)	-0,0085 (-0,3470)	0,3023* (7,5201)
-	Paro			0,0517* (3,8109)
+	Paro_e		1,0347* (8,4145)	
+	Reservas			4,24E-08* (5,7923)
+	Indice_empleo	-0,0236* (-6,9434)	-0,0257* (-7,2361)	
-	I			0,1603* (4,2435)
-	Ir	-0,0975* (-7,5828)		
+	I_e	-0,6869* (-10,3534)		
-	Ipca	0,0245* (4,2965)		0,0283* (3,9865)
+	Efectiv_global	-0,7105* (-8,7541)	-0,7356* (-8,3168)	
+	Efectiv_pol	1,3979* (8,7049)	1,0036* (6,0312)	1,2623* (8,4936)
+	Derechas	-1,6566* (-9,4259)	-0,9935* (-5,5719)	
	Part		0,0286* (6,5853)	0,0183* (4,4143)
+	Ipi	-0,0279* (-9,2808)	-0,0289* (-8,1626)	-0,0113* (-3,0297)
+	Bal. Comercial	0,00001* (5,3394)		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 38: Modelo Alternativo 5 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit (continuación)

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Pc		-0,0103 (-0,4192)	-0,3502* (-8,4830)
-	Dpc		-0,1243* (-3,4982)	-0,3055* (-6,7527)
-	Dbc			0,1658* (5,4984)
-	Difi		-0,0708* (-6,4848)	-0,1424* (-3,8608)
+	Tcr	0,0401* (7,0765)	0,0304* (6,9381)	0,0267* (4,4461)
+	Lntcr	0,3172* (2,9082)	0,5343* (5,1553)	0,8174* (7,7409)
+	Lnipca_e			-28,2365* (-5,3715)
+	Cta. Corriente		4,46E-06* (5,3095)	
-	Crédito_dom			3,47E-06* (7,0961)
-	Deuda			-0,0016* (-4,4162)
+	Deuda_e	-0,2183* (-12,5655)	-0,2908* (-10,9212)	
-	Def	0,00002* (4,1333)		
-	Dif_costeslaborales	0,0342* (7,4551)	0,0338* (7,3689)	0,0370* (7,0278)
-	M1_mn	2,03E-07* (3,9265)		
-	M2_mn			-4,12E-09* (-2,1020)
+	M1_mn_e			-3,66E-06* (-5,2211)
-	M3_mn	4,22E-09* (4,4096)		
-	DifM2			-0,0943* (-3,5412)
+	P_acciones	-0,0021* (-5,8333)	-0,0033* (-8,6076)	
+	Sent_económico	0,0307* (3,5029)	0,0887* (9,2580)	0,0605* (7,1330)
+	Conf_consumidor	-0,0219* (-2,9238)	-0,0489 (-6,5732)	
+	Conf_bce			0,0498* (4,8717)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 38: Modelo Alternativo 5 considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit (continuación)

+	Exp_próximoaño	-0,0759* (-6,7633)	-0,0637* (-5,3445)	-0,0457* (-4,3659)
+	Apoyo_UE		-0,0433* (-5,9307)	-0,0912* (-9,1881)
-	Lnml	-0,4750* (-5,1095)	-0,4903* (-7,2082)	-0,5139* (-6,6555)
+	Lnml_e		1,9127* (-2,7720)	16,5871 (-4,0624)
-	Lnml3	-0,1228* (-2,5322)	-0,1458* (-3,2896)	-0,0399 (-0,9272)
-	Nit_dem	1,8811* (8,9618)	2,0554* (9,0230)	16,5871* (4,4839)
+	Pol_global	-4,9836* (-5,4788)	-1,7599** (-2,0501)	-4,7231* (-5,4613)
-	Pol_dchospolíticos	-1,4151* (-5,6503)	-1,4065* (-5,5428)	-1,7024* (-7,2310)
-	Pol_dchosciviles	0,6351* (3,5299)		
+	Pertenencia_UE			0,0171* (3,1652)
+	Credibilidad			0,0003* (3,1412)
	Constante	30,7890* (10,2309)	-13,4838* (-2,7720)	-99,0256* (-4,0624)
No. Observaciones		2.580		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 39: Modelo Alternativo 5 considerando *peg_ledesma* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
-	Paro	0,0780* (2,9310)		
+	Reservas	6,90E-07 (0,9439)		
+	I_e	-0,7042* (-3,5672)		
-	Ipca	0,0333* (4,0709)	-0,0040 (-0,2625)	
+	Efectiv_pol	1,3208* (5,2586)		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 4. 39: Modelo Alternativo 5 considerando *peg_ledesma* como variable dependiente, siendo estimado a través de un Probit (continuación)

Signos Esperados	Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
+	Part	-0,0416* (-3,9008)	-0,0916* (-4,6005)	
+	Ipc_a_e		-3,2025* (-2,8289)	0,3098* (3,4462)
+	Lntcr			0,5236* (3,0352)
+	Lnipca_e		283,9348** (2,5109)	
-	Ipi_e	-0,3010* (-5,5784)		0,1995* (6,8527)
-	Deuda		-0,0012* (-5,3205)	-0,0018* (-5,0683)
+	Deuda_e	-0,2670* (-4,8292)	0,3448* (5,0548)	
-	Def			0,00006* (5,2182)
-	Dif_costeslaborales			-0,0144** (-2,3535)
+	M1_mn_e			-2,94E-06* (-4,0552)
+	Sent_económico		0,1787* (5,5300)	
+	Conf_consumidor		-0,0526*** (-1,9182)	
+	Conf_bce	0,0920 (9,6216)	0,1778* (6,7483)	0,0564* (5,6643)
+	Apoyo_UE	-0,0938* (-5,4025)	-0,2959* (-5,0151)	-0,1090* (-9,1761)
+	Pol_global			-10,2825* (-2,6617)
-	Pol_dchospolíticos		2,7094* (-2,4683)	
	Constante	49,7501* (6,0829)	-1013,64** (-2,4683)	-16,4408* (-2,6617)
No. Observaciones		2.580		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 5: Matriz de correlaciones entre las variables explicativas consideradas en el ACP y su significación

	Tc	Paro	Inf	I	Ir	Part	Bal. Comercial	Dpc	Dbc	I_e	Inf_e	Tcr	Lnreservas	Cta. Corriente_e	Ipi_e	Cta. Corriente	Créd_dom	Deuda	Deuda_e
Tc	1,00																		
Paro	-,09*	1,00																	
Inf	-,01	-,08*	1,00																
I	,03***	,23*	,31*	1,00															
Ir	,03***	,24*	,26*	,99*	1,00														
Part	-,28*	,09*	,09*	,07*	,07*	1,00													
Bal. Comercial	-,02	-,07*	-,02	-,01	-,01	,31*	1,00												
Dpc	,52*	-,13*	,05*	-,02	-,06	-,05**	,06*	1,00											
Dbc	,65*	-,15*	-,02	-,06*	-,06*	-,09*	,04**	,72*	1,00										
I_e	-,04**	-,16*	,14*	,15*	,15*	-,10*	-,16*	,01	-,01	1,00									
Inf_e	-,01	,00	,10*	-,02	-,02	,01	,01	-,04**	-,03***	,02	1,00								
Tcr	,99*	-,10*	-,01	,05*	,05*	-,34*	-,10*	,47*	,61*	,01	-,004	1,00							
Lnreservas	,77*	-,02	-,03***	-,05**	-,05**	-,31*	-,11*	,31*	,42*	-,10*	-,002	,76*	1,00						
Cta. Corriente_e	,01	,04**	-,15*	-,08*	-,07*	,044**	,03***	-,06*	-,05**	-,41*	,14*	-,004	,03***	1,00					
Ipi_e	-,03	-,09*	-,01	-,12*	-,12*	-,08*	-,04**	,02	,05**	,42*	,09*	-,04**	,06*	-,08*	1,00				
Cta. Corriente	-,50*	-,07*	-,04**	,02	,03***	,17*	,50*	-,31*	-,44*	-,09*	-,01	-,50*	-,34*	,02	-,16*	1,00			
Créd_dom	-,25*	-,05*	,02	,04**	,03**	-,25*	-,66*	-,13*	-,18*	,17*	,004	-,16*	-,21*	-,03***	-,01	-,17*	1,00		
Deuda	,24*	-,15*	,04**	,04**	,03**	,01	,06*	,44*	,33*	-,09*	-,01	,17*	,10*	-,01	-,01	,01	-,01	1,00	
Deuda_e	,04**	,15*	-,07*	-,12*	-,11*	,18*	,20*	,05*	,05*	-,73*	,01	-,02	,09*	,17*	-,31*	,11*	-,23*	,13*	1,00

Nota: *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 5: Matriz de correlaciones entre las variables explicativas consideradas en el ACP y su significación (continuación)

	Tc	Paro	Inf	I	Ir	Part	Bal. Comer cial	Dpc	Dbs	I_e	Inf_e	Tcr	Lnrese rvas	Cta. Corrie nte_e	lpi_e	Cta. Corrie nte	Créd_ dom
Def	,01	,09*	-,04**	-,01	-,01	,09*	,04**	-,02	-,01	,001	-,03***	,02	-,19*	-,002	-,05*	,08*	,01
Conf_consumidor	-,13*	-,13*	-,01	-,04**	-,04**	-,21*	-,16*	-,12*	-,12*	,21*	,03***	-,11*	-,02	,01	,30*	,08*	,26*
Sent_económico	-,01	-,14*	,03**	-,07*	-,07*	-,18*	-,13*	-,05*	-,02	,30*	,08*	,01	-,05*	,03***	,51*	-,05**	,21*
Pertenencia_UE	-,01	,13*	-,16*	-,17*	-,16*	,11*	,28*	,002	,04**	-,46*	,01	-,05*	,07*	,13*	,13*	,12*	-,27*
Indice_empleo	,08*	-,08*	,10*	,07*	,06*	-,01	-,06*	,03***	,04**	,16*	,01	,09*	,15*	-,04**	,05*	-,02	,02
Dif_costeslaborales	-,02	-,10*	-,002	,03***	,03***	,17*	,11*	,02	,03***	-,28*	-,06*	-,05**	,16*	,09*	,06*	,03***	-,14*
P_acciones	,59*	-,23*	-,02	,01	,01	,02	,21*	,40*	,58*	,04**	,02	,55*	,28*	-,01	,21*	-,41*	-,37*
Ben_perten_UE	-,20*	-,11*	,02	-,04**	-,04**	-,06*	-,09*	-,12*	-,16*	,09*	,01	-,19*	-,01	,02	,12*	,19*	,15*
Apoyo_UE	-,19*	,06*	,003	,09*	,09*	,08*	-,12*	-,13*	-,18*	,13*	-,004	-,17*	,001	-,01	,13*	,17*	,17*
Conf_comisióneuropea	,08*	-,13*	-,02	-,05*	-,05*	-,01	-,02	,01	,10*	,16*	,01	,08*	-,03***	-,03**	,13*	-,05*	,01
Conf_bce	-,02	-,16*	-,02	-,08*	-,08*	-,05**	-,06*	-,07*	-,004	,23*	,004	-,01	-,08*	-,04**	,19*	-,01	,09*
Conf_parlameuropeo	,07*	-,15*	-,02	-,07*	-,07*	-,02	-,02	-,02	,08*	,17*	,01	,08*	-,02	-,03***	,14*	-,06*	-,01
Exp_próximoaño	-,12*	,03***	,01	,07*	,07*	-,05**	-,06*	-,02	-,05**	,02	-,01	-,11*	-,11*	,04**	,05*	,14*	,17*
Ln1	,60*	,03**	-,06*	-,07*	-,07*	-,22*	-,07*	,35*	,46*	-,12*	-,002	,58*	,78*	,03***	,07*	-,39*	-,19*
Ln3	,49*	-,15*	,08*	-,36*	-,36*	-,23*	-,11*	,25*	,33*	-,12*	-,002	,48*	,72*	,02	,06*	-,26*	-,13*
Pc	,99*	-,09*	-,01	,03***	,03***	-,28*	-,03***	,52*	,68*	-,04**	-,01	,98*	,77*	,01	-,02	-,50*	-,25*
Paro_e	,04**	,15*	-,09*	-,11*	-,11*	,19*	,17*	-,01	,01	-,90*	-,02	-,003	,07*	,38*	-,48*	,12*	-,20*
Credibilidad	-,04**	,02	,0002	-,04**	-,04**	,08*	,01	-,02	-,01	-,05**	-,001	-,04**	-,03***	,02	-,02	,02	,01

Anexo B. 5: Matriz de correlaciones entre las variables explicativas consideradas en el ACP y su significación (continuación)

	Tc	Paro	Inf	I	Ir	Part	Bal. Comer cial	Dpc	Dbc	I_e	Inf_e	Tcr	Lnrese rvas	Cta. Corrien te_e	Ipi_e	Cta. Corrien te	Créd_d om
Pol	-,01	-,23*	,07*	-,59*	-,61*	-,07*	-,09*	,04**	,06*	,01	,002	-,01	,07*	,0001	,03	-,08*	,03***
Pol_dchospolíticos	-,10*	,23*	,04*	,54*	,55*	,13*	,09*	-,06*	-,09*	,03***	,0003	-,11*	-,13*	-,03***	,02	-,003	-,06*
Pol_dchosciviles	-,16*	,26*	,02	,44*	,44*	,19*	,10*	-,06*	-,09*	,17*	-,001	-,15*	-,27*	-,12*	-,18*	,11*	,02
Nit_dem	-,18*	,11*	,08*	,42*	,42*	,16*	,17*	-,07*	-,11*	,01	-,001	-,20*	-,23*	-,01	-,01	,11*	-,07*
Nit_rol	-,25*	,11*	,08*	,39*	,38*	,18*	,19*	-,08*	-,13*	,02	,0002	-,28*	-,30*	-,02	-,01	,12*	-,08*
Nit_dem2	-,21*	,16*	,08*	,44*	,45*	,16*	,17*	-,07*	-,13*	,04**	-,001	-,23*	-,26*	-,03***	-,02	,12*	-,06*
Ln1_e	,02	,09*	-,15*	-,23*	-,23*	,02	,16*	,10*	,11*	-,53*	,003	-,05*	,18*	,18*	,36*	-,04**	-,23*

Nota: *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 5: Matriz de correlaciones entre las variables explicativas consideradas en el ACP y su significación (continuación)

	Deuda	Deuda_e	Def	Conf_con sumidor	Sent_eco nómico	Pertenenc ia_UE	Indice_em pleo	Dif_coste slaborales	P_accion es	Ben_perte n_UE	Apoyo_U E	Conf_com isióneurop ea	Conf_bce
Credibilidad	-,01	,06*	,02	-,07*	-,04**	,04**	,02	,08*	-,05**	,001	,01	,03	,02
Pol	-,04**	-,01	-,05*	,04**	,04**	-,01	,03	-,14*	-,03***	,02	,02	,04***	,05**
Pol_dchospolíticos	,04**	-,001	,09*	-,08*	-,07*	-,01	-,04***	,10*	,02	-,04	,04	-,06**	-,07*
Pol_dchosciviles	,05**	,03***	,08*	-,19*	-,20*	-,08*	-,04***	,01	-,06*	-,07**	,03	-,13*	-,15*
Nit_dem	,04**	,01	,11*	-,05**	-,01	,01	-,01	,07*	,02	-,004	,03	-,02	-,02
Nit_rol	,03***	,002	,05**	-,04**	-,01	,01	-,03	,04**	,02	-,01	,03	-,02	-,02
Nit_dem2	,04**	,003	,07*	-,07*	-,04***	,01	-,02	,06*	,01	-,04	,04	-,05**	-,06**
Ln1_e	,14*	,56*	-,05**	-,08*	-,08*	,75*	-,17*	,43*	,14*	-,02	-,04	-,14*	-,17*

Nota: *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 5: Matriz de correlaciones entre las variables explicativas consideradas en el ACP y su significación (continuación)

	Deuda	Deuda_e	Def	Conf_consumidor	Sent_económico	Pertenencia_UE	Indice_empleo	Dif_costes laborales	P_acciones	Ben_perten_UE	Apoyo_UE	Conf_comisión europea	Conf_bce
Def	,0001	-,004	1,00										
Conf_consumidor	-,02	-,24*	-,15*	1,00									
Sent_económico	-,03	-,32*	-,05*	,64*	1,00								
Pertenencia_UE	-,08*	,63*	-,004	-,17*	-,23*	1,00							
Indice_empleo	,02	-,19*	-,07*	-,04**	,09*	-,23*	1,00						
Dif_costes laborales	,04**	,34*	-,16*	-,18*	-,27*	,34*	-,02	1,00					
P_acciones	,20*	-,03***	,03***	-,23*	-,04**	,09*	,003	,10*	1,00				
Ben_perten_UE	-,03***	-,08*	-,07*	,42*	,24*	-,10*	-,17*	-,08*	-,26*	1,00			
Apoyo_UE	,0004	-,12*	-,04**	,24*	,21*	-,11*	-,08*	-,06*	-,23*	,72*	1,00		
Conf_comisión europea	-,04**	-,30*	-,01	,10*	,20*	-,11*	-,21*	-,21*	,10*	,43*	,31*	1,00	
Conf_bce	-,07*	-,37*	-,02	,20*	,27*	-,15*	-,19*	-,26*	-,02	,44*	,29*	,96*	1,00
Conf_parlameuropeo	-,09*	-,32*	-,02	,08*	,20*	-,12*	-,20*	-,20*	,09*	,41*	,30*	,99*	,95*
Exp_próximo año	,14*	-,11*	,03***	,46*	,31*	-,22*	-,24*	-,10*	-,11*	,47*	,40*	,22*	,22*
Ln _{m1}	,15*	,16*	-,25*	,01	-,08*	,19*	,06**	,14*	,34*	-,02	-,04	-,09*	-,14*
Ln _{m3}	,09*	,14*	-,17*	,03***	-,05**	,14*	,08*	,08*	,18*	,04	,02	-,08*	-,11*
P _c	,24*	,03***	,01	-,13*	-,01	-,01	,08*	-,02	,59*	-,20*	-,20*	,08*	-,02
Paro_e	,09*	,83*	,01	-,24*	-,34*	,50*	-,14*	,29*	-,06*	-,08*	-,12*	-,24*	-,31*

Nota: *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 5: Matriz de correlaciones entre las variables explicativas consideradas en el ACP y su significación (continuación)

	Conf_par lameuro peo	Exp_pró ximoaño	Ln _{m1}	Ln _{m3}	Pc	Paro_e	Credibili dad	Pol	Pol_dch ospolític os	Pol_dch osciviles	Nit_dem	Nit_rol	Nit_dem 2	Ln _{m1_e}
Conf_parlameuropeo	1,00													
Exp_próximoaño	,17*	1,00												
Ln _{m1}	-,08*	-,10*	1,00											
Ln _{m3}	-,07*	-,04***	,63*	1,00										
Pc	,07*	-,11*	,60*	,49*	1,00									
Paro_e	-,25*	-,07*	,11*	,10*	,04**	1,00								
Credibilidad	,03	-,04***	-,02	,001	-,04**	,07*	1,00							
Pol	,05**	,03	,04**	,63*	-,01	-,02	,01	1,00						
Pol_dchospolíticos	-,06**	-,02	-,14*	-,51*	-,10*	-,02	,03	-,76*	1,00					
Pol_dchosciviles	-,14*	-,10*	-,18*	-,54*	-,16*	-,04**	,03	-,64*	,68*	1,00				
Nit_dem	-,02	-,003	-,23*	-,43*	-,18*	,004	,05*	-,54*	,74*	,53*	1,00			
Nit_rol	-,02	-,01	-,23*	-,44*	-,25*	-,005	,04**	-,46*	,69*	,51*	,96*	1,00		
Nit_dem2	-,05**	-,01	-,22*	-,46*	-,21*	-,02	,04**	-,55*	,78*	,60*	,91*	,91*	1,00	
Ln _{m1_e}	-,15*	-,07*	,25*	,23*	,02	,42*	,04**	,02	,01	-,23*	-,01	-,01	-,04	1,00

Nota: *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 6. 1: Criterios de selección aplicando ACP con rotación Varimax considerando distintas alternativas de factores extraídos para *peg_rr* como variable dependiente

Número de factores extraídos	Criterios de selección	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
7	% aciertos	71,22	69,90	68,80
	AIC	988,71	958,84	1007,59
	BIC	1039,93	1010,06	1053,12
8	% aciertos	70,72	70,49	68,52
	AIC	986,40	961,11	1006,08
	BIC	1037,62	1018,02	1057,30
9	% aciertos	70,49	68,76	69,53
	AIC	983,82	962,01	998,90
	BIC	1035,04	1013,23	1044,43
10	% aciertos	69,39	68,44	67,70
	AIC	986,61	943,77	994,03
	BIC	1054,91	1012,06	1045,25
11	% aciertos	67,70	67,20	68,03
	AIC	970,51	933,03	996,56
	BIC	1044,50	1007,02	1064,85
12	% aciertos	66,24	66,24	67,06
	AIC	971,84	926,34	997,50
	BIC	1051,52	1000,33	1077,18
13	% aciertos	66,79	67,47	68,66
	AIC	971,57	924,80	991,29
	BIC	1045,56	1004,48	1070,96

Anexo B. 6. 2: Criterios de selección aplicando ACP con rotación Varimax considerando distintas alternativas de factores extraídos para *peg_sig_rr* como variable dependiente

Número de factores extraídos	Criterios de selección	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
7	% aciertos	49,48	55,17	58,79
	AIC	1047,69	1032,83	1055,64
	BIC	1081,84	1066,98	1101,17
8	% aciertos	50,57	51,12	56,83
	AIC	1049,18	1032,49	1052,81
	BIC	1089,02	1072,33	1092,65
9	% aciertos	50,53	51,08	56,00
	AIC	1048,47	1030,22	1053,84
	BIC	1088,30	1070,06	1093,68
10	% aciertos	49,69	49,48	55,46
	AIC	1033,96	1005,76	1035,25
	BIC	1085,18	1051,29	1097,85
11	% aciertos	47,96	49,11	51,62
	AIC	1029,16	1006,86	1034,49
	BIC	1086,07	1063,78	1091,10
12	% aciertos	49,84	54,59	61,35
	AIC	1019,90	926,34	1019,16
	BIC	1088,19	1000,33	1081,76
13	% aciertos	49,56	58,29	61,85
	AIC	1018,38	994,92	1021,46
	BIC	1086,67	1068,91	1072,68

Anexo B. 6. 3: Criterios de selección aplicando ACP con rotación Varimax considerando distintas alternativas de factores extraídos para *peg_ledesma* como variable dependiente

Número de factores extraídos	Criterios de selección	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
7	% aciertos	91,32	⁹²	
	AIC	237,97		
	BIC	283,49		
8	% aciertos	93,88	91,73	
	AIC	213,23	239,39	
	BIC	258,76	290,61	
9	% aciertos	78,02	94,61	95,75
	AIC	237,89	205,14	309,04
	BIC	283,42	250,67	354,57
10	% aciertos	93,60	92,97	
	AIC	213,53	212,50	
	BIC	276,13	269,41	
11	% aciertos			95,57
	AIC			300,16
	BIC			351,38
12	% aciertos	95,75	93,70	
	AIC	106,66	220,41	
	BIC	257,89	288,70	
13	% aciertos	95,75	85,20	95,75
	AIC	197,82	249,26	283,18
	BIC	249,05	317,55	340,09

Anexo B. 7: Varianza total explicada tras la rotación Varimax para siete factores

Componente	Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación		
	Total	% de la varianza	% acumulado
1	6,262	14,231	14,231
2	5,732	13,028	27,260
3	4,270	9,705	36,964
4	3,332	7,572	44,536
5	2,730	6,205	50,741
6	2,325	5,285	56,026
7	2,287	5,198	61,223

⁹² Las celdas vacías indican problemas de iteración durante el proceso de estimación de la especificación correspondiente impidiendo obtener la información de los criterios de selección.

Anexo B. 8: Matriz de covarianza de las puntuaciones de los componentes empleando la rotación Varimax

Matriz de covarianza de las puntuaciones de las componentes							
Componente	1	2	3	4	5	6	7
1	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2	0,000	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
3	0,000	0,000	1,000	0,000	0,000	0,000	0,000
4	0,000	0,000	0,000	1,000	0,000	0,000	0,000
5	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000	0,000	0,000
6	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000	0,000
7	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000

Anexo B. 9. 1: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando *peg_rr* como variable dependiente empleando la rotación Varimax

Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
Factor 1	-3,113076* (-6,2393)	-3,091684* (-6,3262)	-0,84725** (-2,0383)
Factor 2	-1,496894* (-5,3571)	-1,317016* (-4,4481)	-1,274957* (-4,0134)
Factor 3	1,331489* (8,7850)	1,45555* (9,7848)	0,8938688* (7,7042)
Factor 4	-1,525439* (-6,8236)	-1,001338* (-4,2798)	
Factor 5	0,9989402* (7,2881)	1,210819* (8,0386)	0,4209597* (4,0084)
Factor 6	-0,6008038* (-4,5921)	-0,8862565* (-6,7368)	-0,9587307* (-6,7754)
Factor 7	0,2338505** (2,4826)	0,572251* (5,3348)	1,107426* (9,3078)
Constante	10,11035* (12,0067)	8,087735* (8,4492)	6,495767* (5,8688)
Contraste de Wald	153,45 [0,0000]	158,93 [0,0000]	144,70 [0,0000]
No. Observaciones	2.189	2.189	2.189

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 9. 2: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente empleando la rotación Varimax

Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
Factor 1			-1,736154* (-2,8399)
Factor 2	-1,26344* (-5,7120)	-2,487056* (-8,5423)	-1,284567* (-5,0721)
Factor 3	1,075048* (7,8717)	0,6544475* (5,9036)	0,5241026* (4,6829)
Factor 4	-1,414484* (-6,1602)	-1,344939* (-6,7687)	-0,9836215* (-5,6570)
Factor 5	0,3837446* (2,7770)		
Factor 6			-0,3527351** (-2,0833)
Factor 7		0,4298825* (6,1988)	0,8933433* (8,0141)
Constante	3,747528* (6,7470)	2,888186*	2,44667* (4,0725)
Contraste de Wald	114,16 [0,0000]	126,61 [0,0000]	118,17 [0,0000]
No. Observaciones	2.189	2.189	2.189

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 9. 3: Modelo Alternativo 4 con siete factores considerando *peg_ledesma* como variable dependiente empleando la rotación Varimax

Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
Factor 1	2,011801* (3,5757)		
Factor 2	-2,62257* (-7,2535)		
Factor 3	3,180789* (4,9071)		
Factor 4	-0,7058937* (-2,5521)		
Factor 5			
Factor 6	-2,404298* (-3,9806)		
Factor 7	-1,514101* (-6,5053)		
Constante	8,174024* (13,0371)		
Contraste de Wald	124,56 [0,0000]		
No. Observaciones	2.189		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. Los corchetes debajo del contraste de significación conjunta de Wald muestran el p-valor. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Las especificaciones correspondientes a la formación de expectativas instantáneas y retrospectivas presentan problemas de iteración en la estimación.

Anexo B. 10. 1: Efectos marginales del modelo Alternativo 4 con siete factores considerando *peg_rr* como variable dependiente empleando la rotación Varimax

Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
Factor 1	-0,0266711* (-3,1664)	-0,0339498* (-2,9417)	-0,0105026 (-1,5559)
Factor 2	-0,0128246** (-2,2079)	-0,0144622* (-2,6427)	-0,0158044** (-2,0358)
Factor 3	0,0114075* (3,2039)	0,0159834* (3,3694)	0,0110804* (2,5596)
Factor 4	-0,0130691* (-2,9610)	-0,0109957* (-3,0110)	
Factor 5	0,0085584* (3,4626)	0,013296* (3,5498)	0,0052182** (2,3758)
Factor 6	-0,0051474* (-3,4886)	-0,009732* (-3,5678)	-0,0118845* (-2,6340)
Factor 7	0,0020035*** (1,8176)	0,0062839* (2,8535)	0,0137277* (2,5630)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 10. 2: Efectos marginales del modelo Alternativo 4 con siete factores considerando *peg_sig_rr* como variable dependiente empleando la rotación Varimax

Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
Factor 1			-0,1184772* (-2,5974)
Factor 2	-0,0673035** (-2,5479)	-0,1547608* (-3,4037)	-0,0876604* (-3,1808)
Factor 3	0,0572678* (2,6939)	0,040724* (3,3791)	0,0357654* (3,3740)
Factor 4	-0,0753496** (-2,4187)	-0,0836909* (-3,0509)	-0,0671235* (-3,1839)
Factor 5	0,0204421*** (1,8508)		
Factor 6			-0,0240711*** (-1,8818)
Factor 7		0,0267501* (2,8279)	0,0609628* (3,8358)

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Anexo B. 10. 3: Efectos marginales del modelo Alternativo 4 con siete factores considerando *peg_ledesma* como variable dependiente empleando la rotación Varimax

Variables	Orientadas hacia el futuro	Instantáneas	Retrospectivas
Factor 1	0,0598838** (2,2540)		
Factor 2	-0,0780641* (-3,8320)		
Factor 3	0,0946802* (3,6783)		
Factor 4	-0,0210118** (-2,3693)		
Factor 5			
Factor 6	-0,0715567** (-2,4814)		
Factor 7	-0,0450691* (-3,6799)		

Notas: En los paréntesis debajo de las estimaciones de cada uno de los parámetros se encuentra el correspondiente estadístico z. *, ** y *** indican el nivel de significación al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Las especificaciones correspondientes a la formación de expectativas instantáneas y retrospectivas presentan problemas de iteración en la estimación.

Anexo B. 11: Matriz de componentes rotados empleando la Normalización Varimax

	Componente						
	1	2	3	4	5	6	7
Pc	0,950						
Tc	0,946						
Tcr	0,922						
Lnreservas	0,803						
Dbis	0,755						
Lnm1	0,726						
P_acciones	0,633						
Dpc	0,630						
Cta. Corriente	-0,550						
Pol_dchospolíticos		0,900					
Nit_dem2		0,856					
Nit_dem		0,836					
Pol_global		-0,822					
Nit_rol		0,796					
Ir		0,736					
I		0,731					
Pol_dchosciviles		0,731					
Lnm3		-0,574					
I_e			-0,828				
Paro_e			0,808				
Deuda_e			0,804				
Pertenencia_UE			0,762				
Lnm1_e			0,761				
Conf_parlameuropeo				0,942			
Conf_comisióneuropea				0,939			
Conf_bce				0,907			
Ben_perten_UE					0,746		
Exp_próximoaño					0,708		
Apoyo_UE					0,685		
Conf_consumidor					0,606		
Bal. comercial						0,803	
Crédito_dom						-0,629	
Ipi_e							0,884
Sent_económico							0,541

CAPÍTULO 8:
CONCLUSIONES FINALES

Capítulo 1:

Contribuyendo a la creciente literatura empírica sobre cuáles son los factores explicativos de las fluctuaciones observadas en los tipos de cambio, hemos examinado la relación causal entre esta variable y los tipos de interés a largo plazo con datos diarios desde enero de 1999 hasta enero de 2011. **Aplicando el procedimiento secuencial de Hsiao (1981), nuestros resultados sugieren que, a pesar de la ausencia de una relación de largo plazo entre ambas variables, el contraste de causalidad de Granger muestra la existencia de una relación de corto plazo entre las mismas. En concreto, el diferencial de tipos de interés a largo plazo entre Estados Unidos y la Zona Euro causa en el sentido de Granger al tipo de cambio dólar estadounidense/euro, pero no a la inversa.** Dicho de otra manera, el diferencial de los rendimientos de los bonos entre estos dos países aporta información relevante para explicar la evolución del tipo de cambio dólar estadounidense/euro.

Por otra parte, **con la finalidad de confirmar si nuestros resultados son robustos con independencia del tipo de interés empleado**, hemos contrastado la relación de cointegración entre el tipo de cambio dólar estadounidense/euro y el diferencial de los tipos de interés a corto plazo entre Estados Unidos y la UEM. **Se reitera la inexistencia de una relación a largo plazo entre dichas variables, si bien se confirma la capacidad explicativa del diferencial de rendimientos de los préstamos interbancarios a tres meses sobre el tipo de cambio.**

Finalmente, nuestras conclusiones son robustas y consistentes al examinar otros pares de tipos de cambio. En particular, se obtiene nueva evidencia empírica de causalidad en el sentido de Granger en el corto plazo de forma unidireccional desde el diferencial de tipos de interés entre Japón y la UEM hacia el tipo de cambio yen japonés/euro, tanto para los diferenciales a corto como a largo plazo. Para el caso Reino Unido/UEM, también se descarta una relación a largo plazo entre ambas variables. A pesar de ello, se pone de manifiesto la relevancia a corto plazo del diferencial de tipos de interés a largo plazo entre el Reino Unido y la

Zona Euro sobre el tipo de cambio libra esterlina/euro y no a la inversa. Sin embargo, cuando se trata del diferencial de tipos de interés a corto plazo entre estos dos países, se detecta una relación de causalidad bidireccional entre ambas variables.

Capítulo 2:

Habiendo aplicado diversas herramientas para cuantificar la capacidad predictiva de las expectativas del tipo de cambio dólar estadounidense/euro, empleando una encuesta trimestral realizada por la sucursal española PwC a un conjunto representativo de sectores de la economía, **se llega a la conclusión de que dicho panel presenta alguna capacidad predictiva para los horizontes temporales desde 3 a 9 meses hacia delante.** Esta conclusión se refuerza a través de indicadores de la bondad predictiva como la raíz cuadrada del error cuadrático medio, el coeficiente de desigualdad de Theil, la descomposición del error cuadrático medio en su proporción de sesgo, varianza y covarianza y, finalmente, el porcentaje de predicciones correctas. **En relación a si dichas predicciones son predictores óptimos de los precios en los mercados cambiarios, esta hipótesis sólo se confirma para las predicciones de 3 meses hacia delante, es donde único se aprecia evidencia de insesgadez y eficiencia. Por último, en relación, a las propiedades de consistencia del proceso de formación de expectativas del tipo de cambio, nuestros resultados sugieren que los participantes de la encuesta forman expectativas estabilizadoras en el corto plazo y desestabilizadoras en el largo plazo.** Esto significa que, en el corto plazo, ante, por ejemplo una depreciación del euro, los panelistas esperarán una apreciación del mismo para el siguiente período; mientras que en el largo plazo, los agentes económicos forman unas expectativas desestabilizadoras agravando aún más la situación, ya que ante el mismo caso, esperarán una depreciación del euro aún mayor para el siguiente horizonte temporal.

Capítulo 3:

A la hora de evaluar tanto las ventajas y limitaciones como las consecuencias de los regímenes cambiarios sobre el comportamiento macroeconómico, la literatura empírica se enfrenta, además de a los problemas derivados del tamaño muestral, de la

metodología empleada y de los problemas de endogeneidad, con la dificultad de **la divergencia entre las clasificaciones de regímenes cambiarios**. Sin embargo, la **consideración explícita y adecuada de esta clasificación es clave para esclarecer el motivo por el cual algunos autores son capaces de identificar un efecto significativo positivo, mientras que otros lo determinan negativo o incluso nulo entre el comportamiento de los tipos de cambio y la evolución de las principales variables macroeconómicas**. Por consiguiente, hemos considerado oportuno analizar en profundidad las contribuciones más relevantes dentro de este contexto.

La evidencia empírica, en función del comportamiento de la volatilidad de las reservas internacionales, tipos de interés y tipos de cambio como principales indicadores, y a través de metodologías alternativas, ha corroborado la necesidad de implementar la clasificación *de facto* (véanse por ejemplo Reinhart y Rogoff (2004), Levy-Yeyati y Sturzenegger (2005), entre otros). La razón implícita que conlleva a descartar la clasificación oficial (*de iure*) es la detección en innumerables ocasiones de economías que afirman haber adoptado un régimen flexible y, sin embargo, intervienen activamente en los mercados, en contra de lo esperado dada su condición de flexibilidad. Por este motivo, en nuestra Tesis trabajaremos con la clasificación *de facto*, ya que se ajusta mejor a la realidad observada. No obstante, emplearemos distintas alternativas como medida de robustez.

Capítulo 4:

Basado en un amplio conjunto de datos de 123 economías, tanto desarrolladas como en vías de desarrollo y en vías de transición, abarcando el período 1970-2010, uno de los objetivos de esta Tesis ha sido investigar empíricamente la relación entre los regímenes cambiarios y el crecimiento económico, así como el vínculo entre dichos regímenes y la estabilidad de precios.

En relación al primer propósito, **nuestros resultados sugieren que aquellos países que adoptan regímenes de tipo de cambio intermedios se caracterizan por un mayor crecimiento económico, mientras que las menores tasas de crecimiento se asocian**

con los tipos de cambio flexibles. Tras controlar por los niveles de renta, se reitera la conclusión previamente obtenida. Sin embargo, cabe mencionar que en los países clasificados como rentas bajas, se detectan diferencias significativas entre regímenes fijos e intermedios y entre intermedios y flexibles, pero no entre fijos y flexibles. Por su parte, los países de renta media baja y media alta, registran diferencias significativas entre regímenes de tipos de cambio fijos y flexibles y entre intermedios y flexibles, pero no entre fijos e intermedios. Sin embargo, para economías de renta alta, no se identifican diferencias significativas entre los regímenes cambiarios.

En relación a la segunda variable objeto de estudio, se ha encontrado evidencia que indica que los países con regímenes flexibles se caracterizan por mayores tasas de inflación, mientras que las menores tasas se asocian con los fijos y los países con esquemas intermedios ocupan una posición equidistante en los registros de inflación. Esta conclusión se mantiene cuando se analizan las economías por niveles de renta, excepto para el caso de los países de renta alta, donde no se encuentran diferencias significativas entre los regímenes fijos e intermedios en el comportamiento de la inflación. Nuestros resultados sugieren que las tasas de inflación del IPC más elevadas se encuentran asociadas a los países de renta media baja con sistemas monetarios flexibles, mientras que las tasas de inflación del IPC más bajas se encuentran presentes en los países de renta alta con regímenes fijos. Por tanto, se puede concluir que los regímenes cambiarios fijos tienen un efecto significativo sobre el comportamiento de la inflación.

Capítulo 5:

Habiendo aplicado tres procedimientos secuenciales a la evolución del tipo de cambio frente al euro no sólo en los 12 países de la Europa central y oriental que en 2012 estaban integrados en la UE, sino además en los países candidatos, **nuestros resultados** sugieren la presencia de bandas implícitas de fluctuación de $\pm 2\%$ y $\pm 1\%$ en unos porcentajes bastante elevados del período muestral, llegando incluso a alcanzar el 100% en países tales como Bulgaria, Chipre y Eslovenia, entre otros. Por tanto, con este capítulo se aporta nueva evidencia empírica que fortalece la hipótesis de que

las políticas implementadas difieren de lo anunciado por las autoridades monetarias, pudiendo constatar la existencia de sistemas cambiarios fijos *de facto* a lo largo de gran cantidad de subperíodos para distintas monedas. En otras palabras, se ha detectado que muchos de estos países actúan como si ya estuvieran *de facto* (aunque no *de iure*) en el MTC-II, presentando sus monedas una evolución consistente con la existencia de bandas de fluctuación frente al euro. Sin embargo, el contraste simple de Svensson, el método de ajuste a la deriva y los modelos de elección discreta indican falta de credibilidad para un elevado porcentaje de la muestra, en la que la evolución del tipo de cambio excede de los límites mínimos y/o máximos de las bandas de fluctuación detectadas, indicando por tanto que los agentes económicos no se comportan como si dichas bandas estuvieran efectivamente en vigor a la hora de realizar sus planes financieros.

Si bien es cierto que la ausencia de credibilidad en las bandas de fluctuación ha sido detectada en prácticamente la totalidad de la muestra analizada, con independencia del método empleado, es posible identificar a grandes rasgos un patrón de comportamiento distinto entre el conjunto de países que forman parte de la UE y los países candidatos. Salvo excepciones como Malta o Bulgaria, en los cuales los agentes económicos no se cuestionan el compromiso de la autoridad monetaria, el resto de economías pertenecientes a la UE han demostrado períodos de ausencia de credibilidad. Sin embargo, también se ha podido comprobar una tendencia hacia la reducción en dicha falta de credibilidad conforme nos aproximamos a la entrada al MTC II en la mayoría de los países. Por el contrario, los países candidatos no muestran signos de mejora en la confianza depositada en las bandas de fluctuación conforme nos aproximamos al presente. De hecho, en países como Croacia, la antigua República Yugoslava de Macedonia y Turquía se manifiesta una elevada volatilidad en la credibilidad a lo largo de todo el período analizado, conclusión que se refuerza con la implementación de los tres métodos. El resto de candidatos revelan amplias etapas de falta de credibilidad acompañadas de una tendencia creciente en la probabilidad de realineamiento.

Así pues, de los resultados presentados parece desprenderse una amplia variedad de estrategias en los países objeto de estudio a la hora de vincularse *de facto* al MTC-

II para intentar por una parte captar las ventajas de su participación (ayudando activamente a la estabilización de sus economías -en especial en materia de precios y saneamiento de las cuentas públicas- y al aumento en la reputación de sus gobiernos), **suavizando en cierta medida los problemas potenciales derivados de la participación formal (*de iure*) en el MTC-II** (en especial la posibilidad de episodios de apreciación de sus monedas como consecuencia de las entradas de capitales, especialmente en forma de inversión extranjera directa).

Capítulo 6:

Múltiples han sido los factores identificados en la literatura como **los causantes de las crisis cambiarias**. Sin embargo, **se pueden englobar en tres grandes categorías: modelos de primera generación, modelos de segunda generación y modelos de tercera generación**. Cada uno de ellos ha surgido como una mejora de los anteriores, incorporando nuevas variables explicativas que ayudan a comprender el desarrollo de nuevas crisis de balanzas de pagos, interpretándose como visiones complementarias. La revisión detallada tanto a nivel teórico como empírico, llevada a cabo en el capítulo sexto de esta Tesis, **señala la incompatibilidad entre la política fiscal y monetaria con el compromiso cambiario como la causa principal dentro del primer grupo de modelos**. Por otra parte, aun existiendo cierta consistencia entre ambas políticas, la economía no se encuentra exenta de sufrir alguna crisis cambiaria según aseguran los **modelos de segunda generación**. Precisamente, el colapso del sistema se puede producir por las expectativas de los agentes económicos que al ocasionar ataques especulativos, pongan en entredicho la fortaleza de la economía al reducir las reservas internacionales a niveles mínimos. Por último, la infravaloración del riesgo asociado a las inversiones provocando escenarios de endeudamiento excesivo y creciente déficit, junto con los problemas de desajuste en los vencimientos y en divisas son los factores expuestos por la tercera corriente de pensamiento como los generadores de fases de pánico financiero.

Capítulo 7:

A pesar de que **no existe un resultado unánime en relación a las variables identificadas por los modelos tradicionales** como posibles condicionantes en la toma de decisión por parte de la autoridad monetaria de adoptar un régimen cambiario fijo, se puede apreciar un patrón que se reitera en la mayoría de los modelos considerados. **Si bien es cierto que, la expansión del agregado monetario nacional, la reducción en el volumen de reservas o el empeoramiento de la balanza por cuenta corriente doméstica cuestionan el mantenimiento del régimen cambiario fijo, existe otro factor que repercute en mayor magnitud sobre la probabilidad de interés.** Precisamente, **unas condiciones desfavorables en el mercado de trabajo dificultan la estabilidad del sistema cambiario fijo** con independencia de la variable dependiente analizada y de si los agentes económicos forman sus expectativas teniendo presente la evolución de los indicadores macroeconómicos actuales, pasados o son capaces de predecir su comportamiento futuro. **La tasa de paro nacional es una de las variables explicativas cuyo efecto casi duplica el impacto** sobre la probabilidad de que la economía sea capaz de mantener su compromiso cambiario. **Asimismo, la distancia respecto a la paridad central, el diferencial de tipos de interés respecto a la Zona Euro e indicadores de competitividad, tales como el tipo de cambio real o inflación, muestran un fuerte impacto sobre la estabilidad del sistema.**

Por otra parte, considerando todas las variables propuestas por las diferentes corrientes de pensamiento analizadas anteriormente y clasificándolas en monetarias, reales, de competitividad, fiscales e indicadores de posibles presiones especulativas se logran unos resultados bastante similares a los previamente obtenidos. **A grandes rasgos se puede afirmar que la probabilidad de que el banco central se responsabilice a mantener su paridad central se encuentra explicada en mayor magnitud por variables monetarias (oferta monetaria, volumen de reservas y diferencial de tipos de interés, por este orden), reales (tasa de paro nacional y extranjera e índice de producción nacional y de la Zona Euro) y de competitividad (diferencial de costes laborales).** Las variables fiscales no parecen tener mucha capacidad explicativa de forma robusta; sin embargo, más incidencia presentan las asociadas a evaluar

potenciales ataques especulativos. Estas conclusiones se mantienen tanto aplicando la metodología de lo particular a lo general como de lo general a lo particular.

Motivados por investigar si regresores de carácter político, institucional o de confianza y expectativas muestran un poder explicativo en la sostenibilidad del tipo de cambio fijo se incorporan en el modelo. **Los resultados de las estimaciones reflejan que los factores asociados a la confianza de los agentes económicos no sólo muestran una elevada significatividad sino que además repercuten en gran magnitud sobre el mantenimiento del compromiso cambiario. Precisamente, el índice de sentimiento económico es aquél que mayor influencia muestra sobre la probabilidad de estudio. Otro factor bastante robusto a lo largo de las distintas especificaciones es la confianza en las instituciones europeas,** ya que cuanto mayor sea la confianza depositada en las mismas, mayor garantía de adoptar y permanecer en un esquema de tipos de cambio fijo. Menor impacto presentan las variables políticas en la explicación de la elección del sistema cambiario, aunque muestran ser altamente significativas.

Al considerar metodologías capaces de sintetizar la máxima información en el menor número de factores explicativos se observa variedad en las variables explicativas identificadas como claves para la estabilidad del sistema dependiendo de la variable dependiente y del proceso de formación de expectativas que se analice, tanto aplicando el **Análisis de Componentes Principales** como la **metodología** propuesta por **Acosta-González y Fernández-Rodríguez (2007)**. En la primera perspectiva es necesario precisar que cada uno de los factores principales identificados recoge variables explicativas con una buena interpretación económica. **De forma general, se continúa reiterando la gran capacidad explicativa que muestran las variables de carácter monetario, real, de presiones especulativas y de confianza en las instituciones europeas.** Por su parte, el procedimiento basado en algoritmos genéticos permite identificar a **algunas variables de competitividad y de carácter político** como las principales causantes en la adopción de un régimen cambiario fijo dada su magnitud en términos relativos.

Finalmente, **atendiendo a los criterios de selección empleados** a lo largo de este capítulo, hemos considerado que **el modelo más apropiado para explicar la probabilidad de interés es el asociado a la tercera variable dependiente cuando se tiene en consideración la evolución presente de las principales variables macroeconómicas en la formación de expectativas estimado por el procedimiento de Acosta-González y Fernández-Rodríguez (2007).** La razón es la siguiente: el **porcentaje de aciertos de sus predicciones supera el 99% (en concreto un 99,30%)** y además el criterio de información empleado en el método de algoritmos genéticos es el más reducido en comparación con el resto de modelos. En este caso los **factores explicativos de mayor repercusión** son los indicadores que cuantifican la **tasa de inflación tanto la nacional como la extranjera, la deuda del país de referencia, la ideología del parlamento, la libertad de derechos políticos, variables vinculadas a la confianza en las instituciones europeas y sobre las expectativas de los agentes sobre la evolución económica nacional.**

Referencias

Acosta-González, E. y Fernández-Rodríguez, F. (2007): Model selection via genetic algorithms illustrated with cross-country growth data, *Empirical Economics*, **33**, 313-337.

Hsiao, C. (1981): Autoregressive modelling and money-income causality detection, *Journal of Monetary Economics*, **7**, 85–106.

Levy-Yeyati, E. y Sturzenegger, F. (2005): Classifying exchange rate regimes: deeds vs. words, *European Economic Review*, **4**, 1603-1635.

Reinhart, C. M. y Rogoff, K. S. (2004): The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation, *Quarterly Journal of Economics*, **119**, 1-48.

Referencias finales

Acosta-González, E. y Fernández-Rodríguez, F. (2007): Model selection via genetic algorithms illustrated with cross-country growth data, *Empirical Economics*, **33**, 313-337.

Acosta-González, E., Fernández-Rodríguez, F. y Sosvilla-Rivero, S. (2012): On factors explaining the 2008 financial crisis, *Economics Letters*, **115**, 215–217.

Acosta-González, E., Fernández-Rodríguez, F. y Sosvilla-Rivero, S. (2014): An empirical examination of the determinants of the shadow economy, *Applied Economics Letters*, **21**, 304-307.

Agénor, P-R. y Masson, P. R. (1999): Credibility, reputation and the mexican peso crisis, *Journal of Money, Credit and Banking*, **31**, 70-84.

Akaike, H. (1969): Fitting autoregressive models for regression, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **21**, 243-247.

Akaike, H. (1974): A new look at the statistical model identification, *IEEE Transactions on Automatic Control*, **19**, 716-723.

Alexius, A. (2001): Uncovered interest parity revisited, *Review of International Economics*, **9**, 505–517.

Ameniya, T. (1981): Qualitative response models: a survey, *Journal of Economic Literature*, **19**, 1483-1536.

Andrade, P., Crump, R. K., Eusepi, S. y Moench, E. (2013): Noisy information and fundamental disagreement, Staff Report No. 655, Federal Reserve Bank of New York, Nueva York.

Ang, A., Bekaert, G. y Wei, M. (2007): Do macro variables, asset markets or surveys forecast inflation better?, *Journal of Monetary Economics*, **54**, 1163-1212.

Arellano, M. y Bond, S. (1991): Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies*, **58**, 277-297.

Arenillas, C., Herce, J. A., Ketterer, J. A., Sosvilla, S. y Vegara, D. (1997): II encuesta sobre la UEM Intermoney-FEDEA, *Punto de Mira*, Número Especial, 55-69.

Bailliu, J., Lafrance, R. y Perrault, J. F. (2003): Does exchange rate policy matter for growth?, *International Finance*, **6**, 381-414.

Bajo, O. (2002): Crisis cambiarias: teoría y evidencia, *Información Comercial Española, Revista de Economía*, **802**, 195-208.

Bajo, O. y Sosvilla, S. (1993): Teorías del tipo de cambio: una panorámica, *Revista de Economía Aplicada*, **1**, 175-205.

Balestra, P. y Nerlove, M. (1966): Pooling cross section time series data in the estimation of a dynamic model: the demand for natural gas, *Econometrica*, **34**, 585-612.

Baltagi, B. (2008): *Econometric Analysis of Panel Data*, cuarta ed, Chichester, UK: Wiley.

Bank for International Settlements (2013): Triennial Central Bank Survey Foreign exchange turnover en April 2013: Preliminary global results, Basel: Bank for International Settlements. Disponible en <http://www.bis.org/press/p130905.htm>.

Barro, R. J. y Gordon, D. B. (1983): Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy, *Journal of Monetary Economics*, **12**, 101-121.

Bartlett, M. S. (1954): A note on the multiplying factors for various chi square approximations, *Journal of the Royal Statistical Society*, **16**, 296-298.

Bartus, T. (2005): Estimation of marginal effects using `margeff`, *Stata Journal*, **5**, 309-329.

Baxter, M. (1987): Rational expectations models with censored variables, Working Paper No. 89, University of Rochester.

Bekaert, G., Wei M. y Xing Y. (2007): Uncovered interest rate parity and the term structure, *Journal of International Money and Finance*, **26**, 1038-1069.

Benigno, P. y Missale, A. (2004): High public debt in currency crises: fundamental versus signaling effects, *Journal of International Money and Finance*, **23**, 165-188.

Bernanke, B., Laubach, T., Mishkin, F. y Posen, A. (2001): *Inflation Targeting: Lessons from the International Experience*, NJ: Princeton University Press, Princeton.

Bertola, G. y Svensson, L. E. O. (1993): Stochastic devaluation risk and the empirical fit of target-zone models, *Review of Economic Studies*, **60**, 689-712.

Blanco, H. y Garber, P. M. (1986): Recurrent devaluation and speculative attacks on the Mexican peso, *Journal of Political Economy*, **94**, 148-166.

Bleaney, M. y Francisco, M. (2007): Exchange rate regime, inflation and growth in developing economies: an assessment, *The BE Journal of Macroeconomics*, **7**, 1-18.

Breusch, T. S. y Pagan, A. R. (1980): The Lagrange Multiplier test and its applications to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies*, **47**, 239-253.

Bubula, A. y Otker-Robe, I. (2002): The evolution of exchange rate regimes since 1990: evidence from *de facto* policies, Working Paper No. 02-155, International Monetary Fund, Washington.

Bubula, A. y Otker-Robe, I. (2003): Are pegged and intermediate regimes more crisis prone?, Working Paper No. 03-223, International Monetary Fund, Washington.

Calvo, G. y Mendoza, E. (1996): Mexico's balance-of-payments crisis: a chronicle of a death foretold, *Journal of International Economics*, **41**, 235-283.

Calvo, G. A. y Mishkin, F. S. (2003): The mirage of exchange rate regimes for emerging market countries, *The Journal of Economic Perspectives*, **17**, 99-118.

Calvo, G. A. y Reinhart, C. M. (2002): Fear of floating, *The Quarterly Journal of Economics*, **117**, 379-408.

Cameron, A. C. y Trivedi, P. K. (2010): *Microeconometrics using Stata*, edición revisada, Stata Press Publication, College Station, Texas.

Campbell, J. Y. y Clarida, R. M. (1987): The dollar and real interest rates, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, **27**, 103-140.

Canavan, C. y Tommasi, M. (1997): On the credibility of alternative exchange rate regimes, *Journal of Development Economics*, **54**, 101-122.

Caramazza, F. (1993): French-german interest rate differentials and time-varying realignment risk, *Staff Papers*, **40**, 567-583.

Carrión-i-Silvestre, J. L., Sansó-i-Roselló, A. y Ortuño, M. A. (2001): Unit root and stationarity tests' wedding, *Economics Letters*, **70**, 1-8.

Carroll, C. D. (2003): Macroeconomic expectations of households and professional forecasters, *Quarterly Journal of Economics*, **118**, 269-298.

Chang, R. y Velasco, A. (1998): Financial crises in emerging markets, Working Paper No. 6606, National Bureau of Economic Research, Inc.

Chinn, M. D. (2005): The (partial) rehabilitation of interest rate parity in the floating rate era: longer horizons, alternative expectations, and emerging markets, *Journal of International Money and Finance*, **25**, 7-21.

Chinn, M. y Meredith, G. (2004): Monetary policy and long-horizon uncovered interest parity, *IMF Staff Papers*, **51**, 409–430.

Chow, G. C. (1960): Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions, *Econometrica*, **28**, 591-605.

Connolly, M. B. y Taylor, D. (1984): The exact timing of the collapse of an exchange rate regime and its impact on the relative price of traded goods, *Journal of Money, Credit and Banking*, **16**, 194-207.

Corsetti, G., Pesenti, P. y Roubini, N. (1999): Paper tigers? A model of the Asian crisis, *European Economic Review*, **43**, 1211-1236.

Coudert, V. y Dubert, M. (2005): Does exchange rate regime explain differences in economic results for Asian countries?, *Journal of Asian Economics*, **16**, 874-895.

Crocket, A. y Goldstein, M. (1976): Inflation under fixed and flexible exchange rates, *IMF Staff Papers*, **23**, 509-544.

Croushore, D. (1998): Evaluating inflation forecasts, Working Paper No. 06-19, Federal Reserve Bank of Philadelphia, Philadelphia.

Cumby, R. E. y van Wijnbergen, S. (1989): Financial policy and speculative runs with a crawling peg: Argentina 1979-1981, *Journal of International Economics*, **27**, 111-127.

De Grauwe, P. y Schnabl, G. (2004): Exchange rates regimes and macroeconomic stability in Central and Eastern Europe, Working Paper No. 1182, CESifo, Munich.

De Grauwe, P. y Schnabl, G. (2008): Exchange rate stability, inflation and growth in (South) Eastern and Central Europe, *Review of Development Economics*, **12**, 530-549.

Değerli, A. y Fendoğlu, S. (2013): Reserve option mechanism as a stabilizing policy tool: Evidence from exchange rate expectations, Working Paper No. 1328, Central Bank of the Republic of Turkey, Ankara.

Dell'Ariccia, G. (1999): Exchange rate fluctuations and trade flows: evidence from the European Union, *IMF Staff Papers*, **46**, 315-334.

Demirgüç-Kunt, A. y Detragiache, E. (1998): The determinants of banking crises in developing and developed countries, *IMF Staff Papers*, **45**, 81-109.

Diamond, D. y Dybvig, P. (1983): Bank runs, deposit insurance and liquidity, *Journal of Political Economy*, **91**, 401- 419.

Díaz-Alejandro, C. F. (1985): Good-bye financial repression, hello financial crash, *Journal of Development Economics*, **19**, 1-24.

Döepke, J., Doornik, J., Fritzsche, U. y Slacalek, J. (2008): The dynamics of European inflation expectations, *The B. E. Journal of Macroeconomics*, **8**, artículo 12. Disponible en http://www.ulrich-fritzsche.net/Material/2010/11/DDFS_2008_BEJM.pdf.

Domencich, T. A. y McFadden, D. (1975): *Urban Travel Demand: A Behavioral Analysis*, North Holland Publishing, Amsterdam.

Dornbusch, R. (2001): Fewer monies better monies: discussion on exchange rates and the choice of monetary-policy regimes, *The American Economic Review*, **91**, 238-242.

Drazen, A. y Masson, P. R. (1994): Credibility of policies versus credibility of policymakers, *Quarterly Journal of Economics*, **109**, 735-754.

Echavarría, J. J. y Villamizar, M. (2012): Great expectations? Evidence from Colombia's exchange rate survey, Borradores de Economía No. 735, Banco de la República de Colombia, Bogotá.

Edin, P. A. y Vredin, A. (1993): Devaluation risk in target zones: evidence from the nordic countries, *Economic Journal*, **103**, 161-75.

Edwards, S. y Levy-Yeyati, E. L. (2003): Flexible exchange rates as shock absorbers, *European Economic Review*, **49**, 2079-2105.

Edwards, S. y Magendzo, I. I. (2003): Dollarization and economic performance: what do we really know?, *International Journal of Finance & Economics*, **8**, 351-363.

Eichengreen, B. y Razo-Garcia, R. (2013): How reliable are *de facto* exchange rate regime classifications?, *International Journal of Finance & Economics*, **18**, 216-239.

Eichengreen, B. y Wyplosz, C. (1993): The unstable EMS, *Brookings Papers on Economic Activity*, **1**, 51-143.

Eichengreen, B., Rose, A. y Wyplosz, C. (1995): Exchange market mayhem: the antecedents and aftermath of speculative attacks, *Economic Policy*, **21**, 251-312.

Engel, C. (1996): The forward discount anomaly and the risk premium: a survey of recent evidence, *Journal of Empirical Finance*, **3**, 123–192.

Fischer, S. (2001): Exchange rate regimes: is the bipolar view correct?, *The Journal of Economic Perspectives*, **15**, 3-24.

Flood, R. y Garber, P. (1984): Collapsing exchange-rate regimes: some linear examples, *Journal of International Economics*, **17**, 1-13.

Flood, R. P. y Taylor, M. P. (1996): Exchange rate economics: what's wrong with the conventional macro approach?, en: J. Frankel, G. Galli y A. Giovanni (Eds.), *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, Chicago, pp. 262–301.

Fox, J. (2010): Logit and Probit Models. York University's Summer Program in Data Analysis (SPIDA).

Frankel, J. A. (1999): No single currency regime is right for all countries or at all times, Working Paper No. 7338, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Frankel, J. A. y Froot, K. A. (1987a): Using survey data to test standard propositions regarding exchange rate expectations, *American Economic Review*, **77**, 133-153.

Frankel, J. A. y Froot, K. A. (1987b): Short-term and long-term expectations of the yen/dollar exchange rate: Evidence from survey data, *Journal of the Japanese and International Economies*, **1**, 249-274.

Frenkel, M. y Rülke, J. C. (2012): Twisting the dollar? On the consistency of short-run and long-run exchange rate expectations, *Journal of Forecasting*, **31**, 596-616.

Friedman, M. (1953): The case for flexible exchange rates, en M. Friedman (ed.), *Essays in Positive Economics*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 157-203.

Froot, K. A. y Ito, T. (1989): On the consistency of the short and long run exchange rate expectations, *Journal of International Money and Finance*, **8**, 487-510.

Ghosh, A. R., Ostry, J. D., Gulde, A. M. y Wolf, H. C. (1996): Does the exchange rate regime matter for inflation and growth?, *IMF Economic Issues*, **2**.

Ghosh, A. R., Ostry, J. D., Gulde, A. M. y Wolf, H. C. (1997): Does the nominal exchange rate regime matter?, Working Paper No. 5874, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Ghosh, A., Gulde, A. y Wolf, H. (2002): *Exchange Rate Regimes: Choices and Consequences*, MIT Press, Cambridge, MA.

Giavazzi, F. y Giovannini, A. (1989): Monetary policy interactions under managed exchange rates, *Economica*, **56**, 199-213.

Girton, L. y Roper, D. (1977): A monetary model of exchange market pressure applied to postwar canadian experience, *American Economic Review*, **67**, 537-548.

Gómez-Puig, M. y Sosvilla-Rivero, S. (2014): Causality and contagion in EMU sovereign debt markets, de próxima publicación en *International Review of Economics and Finance*.

Granger, C. W. J. (1969): Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, **37**, 24-36.

Hakkio, C. S. y Rush, M. (1991): Cointegration: how short is the long run?, *Journal of International Money and Finance*, **10**, 571-581.

Hausman, J. A. (1978): Specification tests in econometrics, *Econometrica*, **46**, 1251-1271.

Hausman, J. A. y Taylor, W. E. (1981): Panel data and unobservable individual effects, *Econometrica*, **49**, 1377-1398.

Heckman, J. J. (1976): The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited-dependent variables and a simple estimator of such models, *Annals of Economic and Social Measurement*, **8**, 475-492.

Heenan, G., Peter, M. y Roger, S. (2006): Implementing inflation targeting: institutional arrangements, target design and communication, Working Paper No. 06-278, Fondo Monetario Internacional, Washington.

Hendry, D. F. (1995): *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.

Hendry, D. F. y Mizon, G. E. (1999): The pervasiveness of Granger causality in econometrics, en R. F. Engle y H. White (Eds.), *Cointegration, Causality, and Forecasting. A Festschrift in Honour of Clive W. J. Granger*, Oxford University Press, Oxford, pp. 102-134.

Hoover, K. D. y Perez, T. (1999): Data mining reconsidered: encompassing and the general-to-specific approach to specification search, *Econometrics Journal*, **2**, 167-191.

Hsiao, C. (1981): Autoregressive modelling and money-income causality detection, *Journal of Monetary Economics*, **7**, 85–106.

Husain, A. M., Mody, A. y Rogoff, K. S. (2005): Exchange rate regime durability and performance in developing versus advanced economies, *Journal of Monetary Economics*, **52**, 35-64.

Ilzetzki, E. O., Reinhart, C. M., Rogoff, K. S. (2011): Exchange rate arrangements entering the 21st century: which anchor will hold?, mimeo, University of Maryland and Harvard University.

Jain, M. (2013): Perceived inflation persistence, Working Paper No. 2013-43, Bank of Canada, Ottawa.

Jeanne, O. (1997): Are currency crises self-fulfilling? A test, *Journal of International Economics*, **43**, 263-286.

Johansen, S. (1991): Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, **59**, 1551–1580.

Johansen, S. (1995): *Likelihood-based Inference on Cointegrated Vectors Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.

Kaiser, H. F. (1958): The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis, *Psychometrika*, **23**, 187-200.

Kaiser, H. F. (1970): A second generation little jiffy, *Psychometrika*, **35**, 401–415.

Karpf, A. (2013): Herd behavior in consumer inflation expectations: Evidence from the French household survey, Document de Travail No. 07-2013, Centre d'Economie de la Sorbonne, Université Panthéon-Sorbonne (Paris 1), Paris.

Keefer, P. (2012): DPI2012. Database of Political Institutions: Changes and Variable Definitions, Development Research Group, World Bank.

King, G. J., Honaker, A., Joseph, A. y Scheve, K. (2001): Analyzing incomplete political science data: an alternative algorithm for multiple imputation, *American Political Science Review*, **95**, 49-69.

Kohler, M. (2010): Exchange rates during financial crises, *Bank of International Settlements Quarterly Review*, **March**, 39–50.

Krugman, P. (1979): A model of balance of payments crises, *Journal of Money, Credit and Banking*, **11**, 311-325.

Krugman, P. (1996): Are currency crises self-fulfilling?, trabajo preparado para la conferencia anual NBER Macro, Marzo 8-9.

Krugman, P. (1998): What happened to Asia?, mimeo, MIT, Cambridge, MA.

Krugman, P. (2000): Crises: the price of globalization?, en *Proceedings of Economic Policy Symposium-Jackson Hole*, Federal Reserve Bank of Kansas City, pp. 75-106.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992): Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics*, **54**, 159–178.

Kydland, F. E. y Prescott, E. C. (1977): Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans, *Journal of Political Economy*, **85**, 473-492.

Lasarte, E. y Pérez, J. L. (2011): Regímenes de tipo de cambio y crecimiento económico, ponencia presentada al XIV Encuentro de Economía Aplicada, Huelva, 2 y 3 de junio.

Ledesma-Rodríguez, F., Navarro-Ibáñez, M., Pérez-Rodríguez, J. y Sosvilla-Rivero, S. (2000): On the credibility of the Irish pound in the EMS, *The Economic and Social Review*, **31**, 151-172.

Ledesma-Rodríguez, F., Navarro-Ibáñez, M., Pérez-Rodríguez, J. y Sosvilla-Rivero, S. (2005a): Assessing the credibility of a target zone: evidence from the EMS, *Applied Economics*, **37**, 2265-2287.

Ledesma-Rodríguez, F., Navarro-Ibáñez, M., Pérez-Rodríguez, J. y Sosvilla-Rivero, S. (2005b): Regímenes cambiarios *de facto* y *de iure*. Una aplicación al tipo de cambio yen/dólar, *Moneda y Crédito*, **221**, 37-68.

Ledesma-Rodríguez, F., Pérez-Rodríguez, J. y Sosvilla-Rivero, S. (2006): An empirical examination of exchange-rate credibility determinants in the EMS, *Applied Economics Letters*, **13**, 847-850.

Levy-Yeyati, E. y Sturzenegger, F. (2005): Classifying exchange rate regimes: deeds vs. words, *European Economic Review*, **4**, 1603-1635.

Lewis-Beck, M. S. (1994): *Factor Analysis & Related Techniques (International Handbook of Quantitative Applications in the Social Sciences)*, Sage, London.

Lovell, M. C. (1983): Data mining, *Review of Economics and Statistics*, **65**, 1-12.

MacDonald, R. y Nagayasu, J. (2013): Currency forecast errors at times of low interest rates: Evidence from survey data on the yen/dollar exchange rate, Discussion Paper No. 2013-100, Scottish Institute for Research in Economics, Edimburgo.

Masson, P. R. (1995): Gaining and losing ERM credibility: the case of the United Kingdom, *The Economic Journal*, **105**, 571-582.

McFadden, D. (1974): Conditional logit analysis of qualitative choice behavior, en P. Zarembka (ed), *Frontiers in Econometrics*, Nueva York: Academic Press, pp. 105-142.

Mckinnon, R. I. y Pill, H. (1996): The overborrowing syndrome: are East Asian economies different?, en *Proceedings of Federal Reserve Bank of San Francisco*, pp. 322-355.

Meese, R. y Rogoff, K. (1988): Was it real? The exchange rate-interest differential relation over the modern floating-rate period, *Journal of Finance*, **43**, 933-948.

Mishkin, F. (2004): Can inflation targeting work in emerging market countries?, Working Paper No. 10646, Massachusetts: National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Mohanty, B. y Bhanumurthy, N. R. (2014): Exchange rate regimes and inflation: evidence from India, Working Paper No. 2014-130, National Institute of Public Finance and Policy, New Delhi.

Moreno, R. (2001): Pegging and stabilization policy in developing countries, *Economic Review of the Federal Reserve Bank of San Francisco*, **12**, 17-29.

Mundell, R. A. (1960): The monetary dynamics of international adjustment under fixed and flexible exchange rates, *Quarterly Journal of Economics*, **74**, 227-257.

Mundell, R. A. (1961): A theory of optimum currency areas, *The American Economic Review*, **51**, 657-665.

Mundell, R. A. (1995): Exchange rate systems and economic growth, *Rivista di Politica Economica*, **83**, 3-36.

Newey, W. K., y Kenneth, D. W. (1987): A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica*, **55**, 703-708.

Obstfeld, M. (1986): Rational and self-fulfilling balance-of-payments crises, *American Economic Review*, **76**, 72-81.

Obstfeld, M. y Rogoff, K. (1995): The mirage of fixed exchange rates, *Journal of Economic Perspectives*, **9**, 73-96.

Obstfeld, M. y Rogoff, K. (2000): New directions for stochastic open economy models, *Journal of International Economics*, **50**, 117-153.

Ötger, I. y Pazarbasioglu, C. (1997): Speculative attacks and macroeconomic fundamentals: evidence from some European currencies, *European Economic Review*, **41**, 847-860.

Ozkan, F. G. y Sutherland, A. (1994): A model of the ERM crisis, Discussion Paper No. 879, Centre for Economic Policy Research, Londres.

Pancotto, F., Pericoli, F. L. y Pistagnesi, M. (2013): Overreaction in survey exchange rates forecasts, Working Paper No. 90, Center for Economic Research, University of Modena and Reggio Emilia, Modena.

Pearson, K. (1901): On lines and planes of closest fit to systems of points in space, *Philosophical Magazine*, **2**, 559-572.

Petreski, M. (2009): Exchange-rate regime and economic growth: a review of the theoretical and empirical literature, Economics Discussion Paper No. 2009-31, Kiel Institute for the World Economy, Kiel.

Pierdzioch, C., Rülke, J. C. y Stadtmann, G. (2012): A note on forecasting emerging market exchange rates: Evidence of anti-herding, Discussion Paper No. 324, European University Viadrina Frankfurt, Frankfurt.

Radelet, S. y Sachs, J. (1998): The onset of the East Asian financial crisis, Working paper No. 6680, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Ramos-Herrera, M. C. y Sosvilla-Rivero, S. (2013): Inflation expectations in Spain: The Spanish PwC Survey, *Cuadernos de Economía*, **36**, 109-115.

Reinhart, C. M. (2000): The mirage of floating exchange rates, *American Economic Review*, **90**, 65-70.

Reinhart, C. M. y Kaminsky, G. L. (1999): The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems, *American Economic Review*, **89**, 473-500.

Reinhart, C. M. y Rogoff, K. S. (2004): The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation, *Quarterly Journal of Economics*, **119**, 1-48.

Ripoll-i-Alcón, J. (2003): Crisis cambiarias y ataques especulativos, trabajo elaborado para su exposición en las VII Jornadas de Economía Internacional, organizadas por la Asociación Española de Economía y Finanzas Internacionales y la Universidad de Castilla-La Mancha, 25-27 de junio de 2003.

Rose, A. y Svensson, L. (1994): European exchange rate credibility before the fall, *European Economic Review*, **38**, 1185-1216.

Rose, A. K. y van Wincoop, E. (2001): National money as a barrier to international trade: the real case for currency union, *American Economic Review*, **91**, 386-390.

Sachs, J., Tornell, A. y Velasco, A. (1996): Financial crises in emerging markets: the lessons of 1995, *Brookings Papers on Economic Activity*, **1**, 147-217.

Salant, S. W. y Henderson, D. W. (1978): Market anticipation of government policy and the price of gold, *Journal of Political Economy*, **86**, 627-648.

Saqib, O. (2002): Interpreting currency crises a review of theory, evidence and issues, Working Paper No. 303, German Institute for Economic Research (DIW), Berlín.

Schmidt-Hebbel, K. (2006): La gran transición de regímenes cambiarios y monetarios en América Latina, *Economic Policy Paper*, Central Bank of Chile, **17**, 1-35.

Schwarz, G. (1978): Estimating the dimension of a model, *Annals of Statistics*, **6**, 461-464.

- Scott, R. (2010): Veinte años de metas de inflación, *Finanzas y Desarrollo*, **47**, 1-4.
- Sebastián, M. y Sosvilla, S. (1996): Resultados de la encuesta sobre la Unión Económica y Monetaria (UEM), *Punto de Mira*, **4**, 85-103.
- Shambaugh, J. C. (2004): The effect of fixed exchange rates on monetary policy, *The Quarterly Journal of Economics*, **119**, 300-351.
- Sosvilla-Rivero, S. y Pérez-Bermejo, F. (2003): Credibility and duration in target zones: evidence from the EMS, Working Paper No. 2003-19, Fundación de Estudios de Economía Aplicada, Madrid.
- Svensson, L. E. O. (1991): The simplest test of target zone credibility, *IMF Staff Papers*, **38**, 655-665.
- Svensson, L. E. O. (1993): Assessing target zone credibility: mean reversion and devaluation expectations in the ERM, 1979-1992, *European Economic Review*, **37**, 763-802.
- Thomas, A. H. (1994): Expected devaluation and economic fundamentals, *IMF Staff Papers*, **41**, 262-285.
- Thornton, D. L. y Batten, D. S. (1985): Lag-length selection and tests of Granger causality between money and income, *Journal of Money, Credit, and Banking*, **27**, 164-178.
- Toda, H. Y. y Yamamoto, T. (1995): Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes, *Journal of Econometrics*, **66**, 225-250.
- Tornell, A. y Velasco, A. (2000): Fixed versus flexible exchange rates: which provides more fiscal discipline?, *Journal of Monetary Economics*, **45**, 399-436.

Tronzano, M., Psaradakis, Z. y Martin, S. (2003): Target zone credibility and economic fundamentals, *Economic Modelling*, **20**, 791-807.

Ueno, Y. (2014): Heterogeneity and biases in inflation expectations of Japanese households, Discussion Paper No. 614, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Tokio.

von Hagen, J. y Zhou, J. (2005): The choice of exchange rate regimes: an empirical analysis for transition economies, *The European Bank for Reconstruction and Development*, **13**, 679-703.

Wilcox, R. R. y Keselman, H. J. (2003): Modern robust data analysis methods: measures of central tendency, *Psychological Methods*, **8**, 254–274.

Williams, E. J. (1959): *Regression Analysis*, New York, Wiley.